

VII

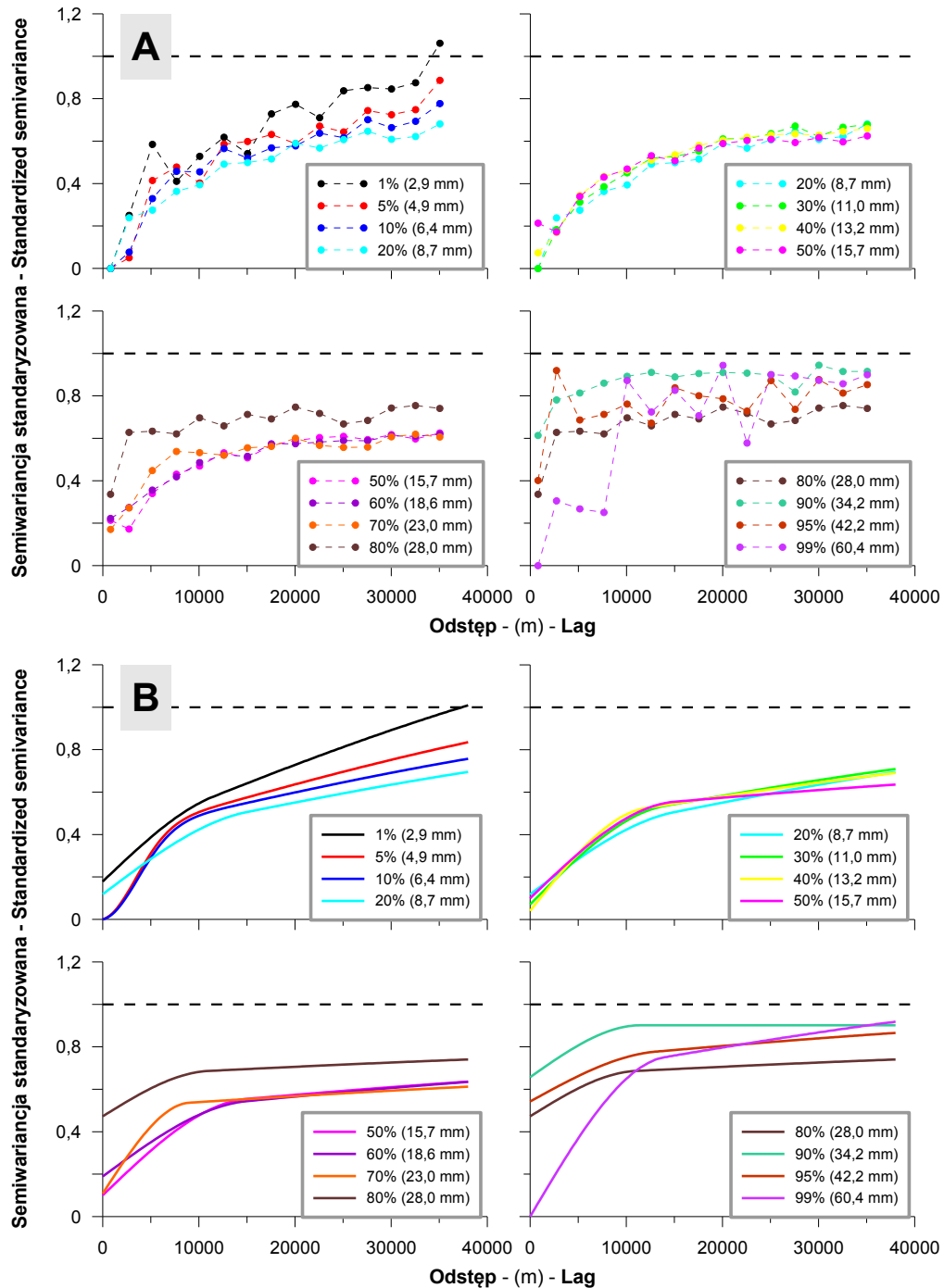
Analiza struktury przestrzennej MSDO na podstawie o semiwariogramów danych kodowanych

VII.1. Wprowadzenie

Drugim zbiorem informacji, umożliwiającym przeprowadzenie analizy struktury przestrzennej MSDO z nieco innego punktu widzenia, były semiwariogramy danych kodowanych⁴⁴ (patrz podrozdziały III.2.3 i III.2.4, ryc. 7-12). Oprócz potencjalnej zmienności sezonowej można również w tym przypadku rozpatrywać zróżnicowanie struktury w odniesieniu do względnej i bezwzględnej wartości dobowej sumy opadu. Z drugiej jednak strony liczba semiwariogramów danych kodowanych ($325 \times 13 = 4225$) oraz ich pierwotne przeznaczenie – estymacja pola prawdopodobieństwa MSDO za pomocą metody IK – spowodowała, że zasięg analizy ograniczono do 36,25 km (14 odstępów po 2,5 km + 1 odstęp połówkowy o szerokości 1,25 km). Dane te zatem umożliwiają charakterystykę jedynie lokalnej struktury opadów. Miało to także dobre strony. Mniejsza liczba punktów danych empirycznych ułatwiała lepsze dopasowanie modelu i skutkowało uzyskaniem bardziej klarownych relacji. Należy jednak pamiętać, że sens obliczonych wartości semiwariancji jest nieco inny niż poprzednio (por. podrozdział III.2.3). Dają one bowiem prawdopodobieństwo, że zmierzone sumy opadów na stanowiskach leżących od siebie w określonej odległości będą po „przeciwnych” stronach określonej wartości progowej (inaczej częstość różnic międzyklasowych jako funkcja odległości). Ponieważ semiwariogramy empiryczne danych kodowanych były obliczane z „surowych” wektorów binarnych, żeby je (i ich modele również) móc ze sobą porównywać, należało jeszcze przeprowadzić operację standaryzacji. Polegała ona na podzieleniu obliczonych wartości semiwariancji empirycznych i

⁴⁴ Dane te (semiwariogramy empiryczne danych kodowanych oraz ich modele) są zapisane na dołączonym dysku DVD.

modelowanych przez wariancję próby liczoną dla każdego analizowanego zbioru danych kodowanych. Na rycinie 92 przedstawiono przykład takich standaryzowanych semiwariogramów empirycznych i ich modeli dla jednego zbioru miesięcznych MSDO z lipca 1963 roku. Ilustruje on dobrze zasadnicze prawidłowości zmienności struktury przestrzennej w różnych klasach wysokości sum opadów:



Ryc. 92. Przykład standaryzowanych semiwariogramów empirycznych (A), i ich modeli (B) dla sekwencji wartości progowych (percentyle: 1, 5, 10, 20, ..., 90, 95, 99) MSDO z lipca roku 1963. Dla ułatwienia porównań użyto tych samych kolorów, a na kolejnych wykresach powtarzany jest ostatni semiwariogram z poprzedniego wykresu.

- względnie „regularną” strukturę opadów z środkowego (percentyle 20 do 70%: od 8,7 do 23,0 mm) zakresu zmienności MSDO w przeciwieństwie do jego wartości skrajnych, szczególnie przy granicy górnej (percentyle 95 i 99%: powyżej 42,4 mm);
- relatywnie niskie i mało zmienne wartości semiwariancji nuggetowej dla niskich i średnich klas wysokości sum opadów (do 70% percentyla, do 23,0 mm) kontrastujące z sytuacją najczęściej występującą w klasach górnych;
- zróżnicowane proporcje udziału wariancji struktury pierwszej w stosunku do całkowitej jej zmienności wskazujące na zróżnicowany zasięg przestrzenny opadów w różnych klasach ich wysokości:
 - przy górnej granicy rozkładu danych stanowi ona często jedyny element struktury przestrzennej; wariancja progowa osiągnąta jest na bardzo krótkim dystansie, rzędu kilku, kilkunastu kilometrów;
 - przy dolnej granicy rozkładu danych gradient spadku autokorelacji składowej drugiej (i ewentualnie kolejnych) jest najwyższy; zasięg opadów prawdopodobnie nie przekracza znacząco zasięgu analizy wynosząc przeciętnie kilkadziesiąt kilometrów,
 - w środkowym zakresie gradient spadku autokorelacji składowej drugiej (i ewentualnie kolejnych) jest najniższy, co sugeruje możliwość występowania opadów bardzo rozległych, o zasięgu ponad 100 km.

W trakcie dalszej interpretacji wyników analizy modeli struktury przestrzennej danych kodowanych używane będzie dla uproszczenia sformułowanie: składowa druga i jako symbol jej wariancji – C_2 . Ma ono tym razem jednakże nieco inne znaczenie niż w poprzednim rozdziale. O ile wówczas był to konkretny, dokładnie określony element modelu, to tym razem oznacza to całą ekstrapolowaną zmienność opadów w danej klasie ich wysokości poza zasięgiem pierwszej składowej. Odpowiada to zatem w przybliżeniu sumie „ $C_2 + C_3 + \text{trend}$ ” z analizy modeli danych znormalizowanych (por. roz. VI). Wartość C_2 modeli danych kodowanych określano dla arbitralnie przyjętego stałego zasięgu 75 km, który pozwalał z zadawalającą dokładnością odwzorowywać liniowy najczęściej charakter wzrostu semiwariancji na odcinku poza zasięgiem pierwszej składowej.

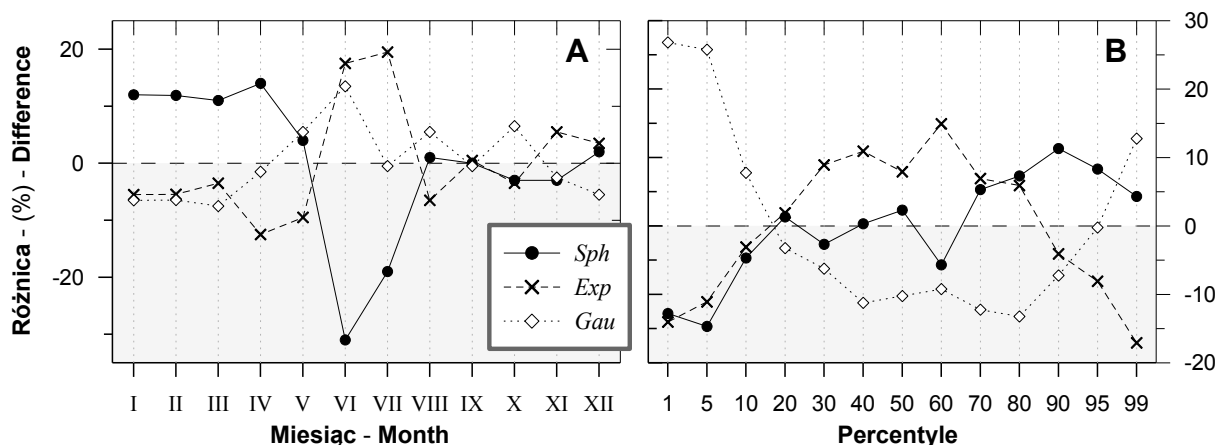
VII.2. Częstość elementarnych modeli i czynniki ją kształtujące

Do modelowania semiwariancji danych kodowanych używano czterech modeli elementarnych: nuggetowego, sferycznego, wykładniczego i gaussowskiego. Składową pierwszą miesięcznych MSDO w 89,2% przypadków (na 3900 modeli) przedstawiano używając modelu sferycznego, w 5,7% - wykładniczego i 5,1% - gaussowskiego. Ich zastosowanie wykazuje istotną regularność zarówno w odniesieniu do sezonu, jak i względnej wysokości opadu (percentyla, ryc. 93). W obu przypadkach różnica wartości oczekiwanych i obserwowanych jest w teście Chi-kwadrat istotna na poziomie $p < 0,000001$. W układzie sezonowym dotyczy to jedynie okresu do początku roku kalendarzowego do lipca (ryc 93A). Najpierw do marca frekwencja używania modelu sferycznego przewyższa o ponad 10% tę oczekiwaną, wynikającą z rozkładu równomiernego. Wiąże się to z 5-7% wielkości „deficytem” wykorzystywania pozostałych dwóch modeli elementarnych. Sytuacja ta ulega dużej zmianie w każdym z kolejnych miesięcy. W kwietniu zaczyna rosnąć udział modelu gaussowskiego, osiągając maksimum „nadmiaru” wynoszące około 13,5% w czerwcu. Od lipca rzeczywista frekwencja tego modelu oscyluje wokół oczekiwanej. Wykorzystanie struktury wykładniczej było najniższe w kwietniu i maju (12,5 i 9,5% poniżej oczekiwań), a następnie osiąga swoje maksimum w czerwcu i lipcu (17,5 i 19,5 % powyżej oczekiwań). W tych samych miesiącach występuje oczywiście silna „depresja” w krzywej używania dominującego modelu sferycznego (-31 i -19%). W pozostałych miesiącach (sierpień – grudzień) odchylenia od wartości oczekiwanej są niewielkie. Interpretacja opisanego powyżej sezonowego zróżnicowania wymaga przywołania informacji przytoczonych w podrozdziale III.2.5.2 na temat specyfiki rozkładu przestrzennego reprezentowanego przez każdy z używanych tu modeli. Wynikało by z tego, że w okresie zimowo-wiosennym w opadach o charakterze lokalnym dominują powtarzalne zasięgi. Powierzchnie komórek opadowych są zatem względnie zbliżone. W czerwcu i lipcu sytuacja zmienia się zasadniczo. Spektrum rozmiarów komórek opadowych ulega poszerzeniu, nabierając charakteru losowego.

Bardziej regularny jest rozkład frekwencji modeli elementarnych, użytych przy składowej pierwszej modeli kodowanych danych MSDO, w odniesieniu do względnej wysokości opadu (percentyla, ryc. 93B). Funkcję sferyczną relatywnie najrzadziej używano przy niskich progach (percentyle 1 i 5, ok. 15% poniżej oczekiwań). Od 10 do 60 percentyla jego frekwencja była zbliżona do oczekiwanej. Przy wyższych opadach (powyżej 70%) częstość używania modelu sferycznego była konsekwentnie wyższa od oczekiwanej (od 4 do 11%). Generalne przebiegi różnic frekwencji dla pozostałych dwóch wykorzystywanych

modeli elementarnych są względem siebie lustrzanym odbiciem: wykładniczy – wypukły, gaussowski – wklęsły. W szczegółach jednakże widoczne są różnice. Model wykładniczy najrzadziej wykorzystywano przy skrajnych wartościach progowych (1 i 99 percentyl). Deficyt frekwencji był podobny – 14 i 17%. Od tych wartości krzywa częstości rosła i między 30 a 80 percentylem wahała się w zakresie od +5 do +15% - z maksimum przy 60 percentylu. Rozkład frekwencji wykorzystania modelu gaussowskiego był asymetryczny. Najczęściej, bo aż 26 i 25 % powyżej „normy”, był używany przy 1 i 5 percentylu. Na drugim końcu skali względnej wysokości opadów również był częściej stosowany niż wynikałoby to ze średniej. Ale w tym przypadku nadmiar wynosił jedynie 12,5%. Największy deficyt używania modelu gaussowskiego (9-13%) miał miejsce między 40 a 80 percentylem. Także w tym momencie trzeba odnieść się do opisanej w podrozdziale VI.3 charakterystyki każdego z używanych w niniejszym opracowaniu elementarnych modeli struktury przestrzennej. Wydaje się, że w tym przypadku główną osią zróżnicowania nie jest powtarzalność/zróżnicowanie zasięgów komórek opadowych, jak to miało miejsce w ujęciu sezonowym. Ważniejszym zdaje się być zróżnicowanie zjawiska na bardzo krótkich dystansach, które odróżnia modele sferyczne i wykładnicze z jednej strony, od modelu gaussowskiego – z drugiej. Dwa pierwsze charakteryzuje bowiem szybki, liniowy spadek autokorelacji, trzeci – względnie wolny, paraboliczny. Zróżnicowanie to szczególnie jest widoczne przy bardzo niskich opadach – pierwszym i piątym percentylu. Zatem, takie MSDO charakteryzowałyby się częstszą frekwencją występowania wyjątkowo niewielkiej zmienności na krótkich dystansach. Ich udział bardzo spada przy opadach w zakresie od 30 do 80 percentyla. Relacje między modelami przy bardzo dużych względnych MSDO są prawdopodobnie, ze względu na bardzo chaotyczny charakter semiwariogramów empirycznych, przypadkowe. Ich zestawienie bowiem – model sferyczny z gaussowskim „kontra” wykładniczy – nie sposób logicznie wytłumaczyć.

Proporcje wykorzystanych modeli elementarnych w odniesieniu do składowej pierwszej rocznych kodowanych MSDO były bardzo zbliżone. Również zdecydowanie najczęściej użyty był model sferyczny (295 przypadków na 325, 90,8%), a pozostałe 9,2% (30 przypadków) po połowie przypadło na modele wykładniczy i gaussowski. Relatywnie nieduża próba spowodowała, że w tym zbiorze nie ma widocznego istotnego zróżnicowania w zależności od względnej wysokości opadów.



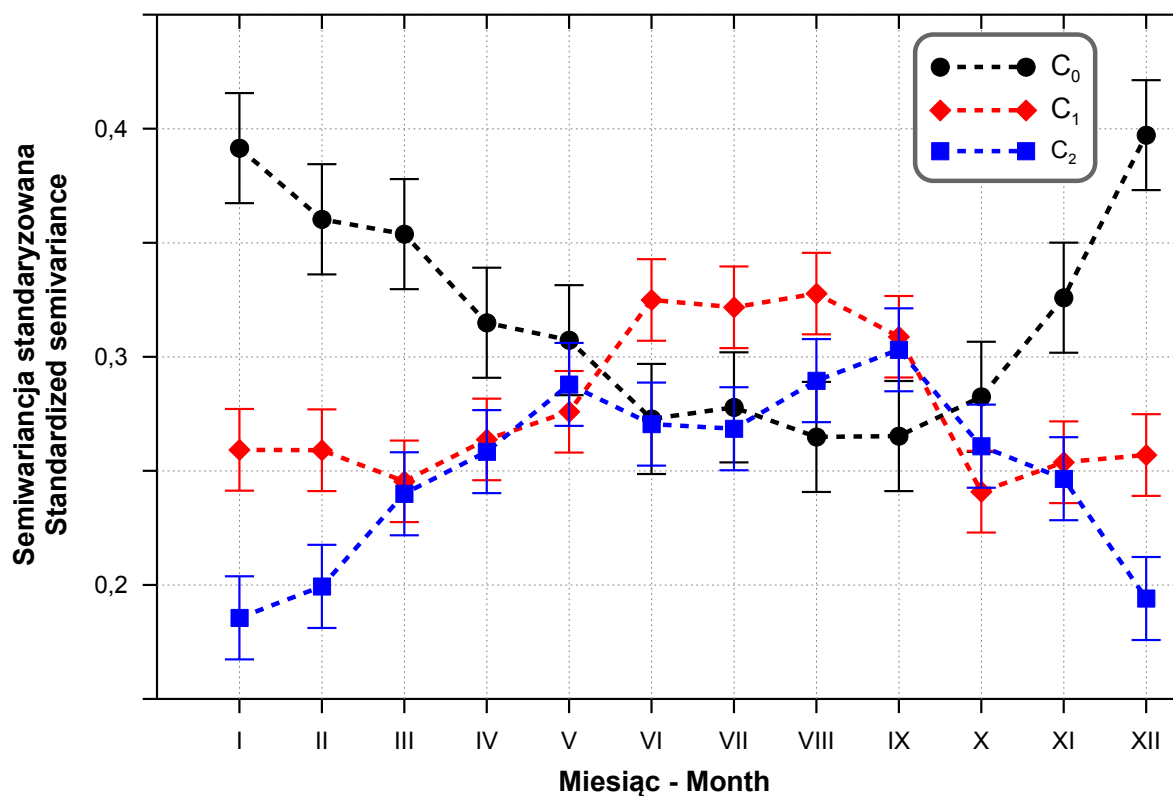
Ryc. 93. Różnica pomiędzy obserwowanymi a oczekiwanymi frekwencjami wykorzystania modeli elementarnych (sferycznego, wykładniczego i gaussowskiego) do modelowania składowej pierwszej struktury przestrzennej danych kodowanych w relacji do pory roku (A) i względnej wysokości opadu (B).

VII.3. Zróżnicowanie sezonowe

Do oceny istotności zróżnicowania standaryzowanych parametrów modeli danych kodowanych w zależności od pory roku i względnej wysokości opadów wykorzystano, jak poprzednio, analizę wariancji, ale tym razem w postaci wieloczynnikowej (MANOVA). Ogólne wyniki wskazują na bardzo wysoką istotność statystyczną różnic dla zmienności sezonowej (M-c) i względnej wysokości opadu (P) niezależnie od wykorzystanego testu (tab. 15). W przypadku czynnika kombinacji pora roku / wysokość opadu (M-c*P) tylko w teście Roya poziom istotności wskazywał istnienie różnic ($p = 0,0075$). We wszystkich pozostałych testach p znacznie większe od 0,5. Szczegółowe wyniki MANOVA w odniesieniu do poszczególnych parametrów pokazują nieco bardziej zróżnicowany obraz (tab. 16). Potwierdza się całkowity brak wpływu na analizowane parametry czynnika kombinacji pora roku / wysokość opadu (M-c*P). Zasięg pierwszej struktury (A_1) nie wykazuje zróżnicowania sezonowego ($p > 0,6$), a jedynie zmienność zależną od względnej wysokości MSDO ($p > 0,004$). W pozostałych wariantach układu „czynnik zmienności / parametry modeli” (M-c: C_0 , C_1 i C_2 ; P: C_0 , C_1 i C_2) istotność różnic jest bardzo wysoka – p w każdym przypadku jest mniejsze od $1,0 \times 10^{-6}$.

Tabela 15. Generalne wyniki wielozmiennej analizy wariancji (MANOVA) zależności standaryzowanych parametrów modeli danych kodowanych od pory roku (miesiąca, M-c), względnej wysokości opadu (percentyl, P) i ich interakcji (M-c*P).

	Typ testu Test type	Wartość Value	Stat. F F stat.	df grup Effect df	df reszt Error df	Poziom p p level
Wyraz wolny Intercept	Wilksa	0,03702	24324,10	4	3740,00	0,000000
	Pillaisa	0,96298	24324,10	4	3740,00	0,000000
	Hotellinga	26,01508	24324,10	4	3740,00	0,000000
	Roya	26,01508	24324,10	4	3740,00	0,000000
Miesiąc (M-c) Month	Wilksa	0,88960	10,10	44	14310,26	0,000000
	Pillaisa	0,11354	9,94	44	14972,00	0,000000
	Hotellinga	0,12058	10,25	44	14954,00	0,000000
	Roya	0,08034	27,34	11	3743,00	0,000000
Percentyl (P) Percentyle	Wilksa	0,47371	64,25	48	14408,91	0,000000
	Pillaisa	0,57536	52,40	48	14972,00	0,000000
	Hotellinga	1,00829	78,53	48	14954,00	0,000000
	Roya	0,89579	279,41	12	3743,00	0,000000
M-c*P	Wilksa	0,87446	0,97	528	14958,09	0,699033
	Pillaisa	0,13176	0,97	528	14972,00	0,702618
	Hotellinga	0,13659	0,97	528	14954,00	0,695429
	Roya	0,04696	1,33	132	3743,00	0,007541



Ryc. 94. Zmienność sezonowa średnich wartości wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych danych MSDO. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.

Tabela 16. Wyniki wielozmiennej analizy wariancji (MANOVA) zależności poszczególnych parametrów modeli danych kodowanych (A_1 , C_0 , C_1 i C_2) od pory roku (miesiąca, M-c), względnej wysokości opadu (percentyl, P) i ich interakcji (M-c*P). Wariancje cząstkowe (C_0 , C_1 i C_2) zostały przed obliczeniami zestandaryzowane.

		df	SK pomiędzy grupami	ŚK pomiędzy grupami	Test F	Poziom p
		df	SS effect	MS effect	F stat.	p level
A_1						
W. wolny	Intercept	1	$8,142541e^{11}$	$8,142541e^{11}$	7601,380	0,000000
Miesiąc (M-c)	Month (M-c)	11	$9,426540e^8$	$8,569582e^7$	0,800	0,640322
Percentyl (P)	Percentyle (P)	12	$3,075658e^9$	$2,563049e^8$	2,393	0,004453
M-c*P	M-c*P	132	$1,497168e^{10}$	$1,134218e^8$	1,059	0,308801
Reszty	Error	3743	$4,009474e^{11}$	$1,071193e^8$		
Suma	Total	3898	$4,199419e^{11}$			
C_0						
W. wolny	Intercept	1	393,8922	393,8922	8007,327	0,000000
Miesiąc (M-c)	Month (M-c)	11	8,2707	0,7519	15,285	0,000000
Percentyl (P)	Percentyle (P)	12	47,0863	3,9239	79,767	0,000000
M-c*P	M-c*P	132	6,0912	0,0461	0,938	0,679437
Reszty	Error	3743	184,1237	0,0492		
Suma	Total	3898	245,5758			
C_1						
W. wolny	Intercept	1	301,7155	301,7155	11147,30	0,000000
Miesiąc (M-c)	Month (M-c)	11	3,8742	0,3522	13,01	0,000000
Percentyl (P)	Percentyle (P)	12	26,5359	2,2113	81,70	0,000000
M-c*P	M-c*P	132	3,0793	0,0233	0,86	0,868731
Reszty	Error	3743	101,3089	0,0271		
Suma	Total	3898	134,8118			
C_2						
W. wolny	Intercept	1	244,3719	244,3719	8719,756	0,000000
Miesiąc (M-c)	Month (M-c)	11	5,4339	0,4940	17,627	0,000000
Percentyl (P)	Percentyle (P)	12	12,9491	1,0791	38,504	0,000000
M-c*P	M-c*P	132	2,9052	0,0220	0,785	0,965591
Reszty	Error	3743	104,8979	0,0280		
Suma	Total	3898	126,1921			

W zakresie, w którym można dokonać porównań z analizą przeprowadzoną uprzednio dla modeli danych znormalizowanych (tab. 16, M-c: A_1 , C_0 i C_1) zmienność czasowa jest wyraźniej zarysowana, ale w zasadzie identyczna. Co warto podkreślić – wyniki te zostały uzyskane niezależnie od siebie. Zbieżność ta jest szczególnie widoczna na wykresach przebiegu czasowego C_0 (ryc. 79 i 94). Potwierdza się nie tylko generalny układ zmienności sezonowej, ale także pewne drugorzędne jego cechy, jak odchylenia od ogólnej tendencji widoczne w kwietniu i lipcu. Jest to tym bardziej godne uwagi, ponieważ skala tych odchyleń jest znacznie mniejsza niż 95% przedział ufności średniej. Mniejszy relatywnie zakres owego

przedziału, niż było to w przypadku danych znormalizowanych, spowodował, że więcej jest istotnych różnic przy porównywaniu poszczególnych miesięcy parami (testy *post hoc*) i są one znacznie silniejsze. Styczeń i grudzień są odmienne od ośmiu miesięcy w okresie od kwietnia do listopada. Dla przedziału od maja do października prawdopodobieństwo błędu hipotezy o różnicach jest mniejsze od 0,0001. Wartości C_0 dla lutego i marca różnią się od tych, które obliczono dla miesięcy od czerwca do października. Najbardziej specyficznym miesiącem jest listopad, który różni się zarówno od stycznia i grudnia, jak i sierpnia i września.

Sezonowa zmienność wariancji składowej pierwszej (C_1) jest również generalnie taka sama, choć pojawią się niewielkie różnice w istotnych detalach (ryc. 79 i 94). Dotyczy to zwłaszcza przebiegu maksimum krzywej. Z modeli danych znormalizowanych wynikało, że obejmuje on pięć miesięcy od maja do września, z wyraźnym pikiem w czerwcu. Obraz uzyskany z analizy modeli danych kodowanych pokazuje, że maj w tym aspekcie wyraźnie odróżnia się od miesięcy letnich, a bardzo słabo zarysowane maksimum występuje w sierpniu. Układ wśród miesięcy jesiennych jest identyczny, ale zimą najniższą wartością C_1 cechuje się marzec, podczas gdy poprzednio był to luty. Należy jednakże podkreślić, że oprócz odmienności pozycji maja, wszystkie inne zasygnalizowane wyżej różnice mieszczą się w 95% przedziale ufności średniej. W porównaniach miesięcy parami bardzo wyraźnie rysuje się dwudzielność roku: jeden okres trwa od października do maja, drugi obejmuje pozostałe cztery miesiące. Maj, mimo że wykazuje duże podobieństwo do pozostałych miesięcy w grupie, ma najwięcej cech przejściowych.

Jak wspomniano już uprzednio, jako składową drugą (C_2) modeli danych kodowanych określono ekstrapolowaną sumaryczną wariancję dla odstępów większego niż zasięg pierwszej struktury. Jej zmienność sezonową można zatem porównywać jedynie z sumą składowych $C_2 + C_3$ modeli danych znormalizowanych lub nawet z dodaniem do niej także trendu. Hipoteza o zgodności tych właśnie rozkładów sezonowych znajduje potwierdzenie w rzeczywistości. Generalny przebieg średnich miesięcznych wartości C_2 modeli danych kodowanych jest bowiem zbliżony do rozkładu sum składowej 2 i 3 przedstawionych na rycinie ryc. 79. Różnice między nimi są wszakże dość widoczne i bardziej znaczące niż w dwóch omawianych powyżej sytuacjach (dla C_0 i C_1). Minimum krzywej C_2 danych kodowanych występuje konsekwentnie na identycznym poziomie na przełomie roku – w grudniu i styczniu. Poprzednio wyraźne najniższe wartości notowano tylko w styczniu, a kolejny miesiąc w szeregu rosnącym – listopad – charakteryzował się już wyższymi poziomem C_3 i

sumy C_2 z C_3 . Wzrost wartości C_2 w pierwszej połowie roku zatrzymuje się maju, podczas gdy poprzednio był to kwiecień. Maksimum też jest przesunięte o miesiąc: z sierpnia na wrzesień. Różnice te wydają się być związane ze zmiennością sezonową procesów działających w największej analizowanej skali przestrzennej – określanych jako trend. Przy porównaniu średnich wartości C_2 w poszczególnych miesiącach parami wyraźnie zaznacza się względna homogeniczność okresu zimowego – miesiące od grudnia do lutego różnią się istotnie od wszystkich innych pomiędzy kwietniem a listopadem (grudzień i styczeń również z marcem). Przejściowy charakter mają marzec i listopad, które różnią się zarówno od grudnia i stycznia, jak i sierpnia oraz wrzesnia.

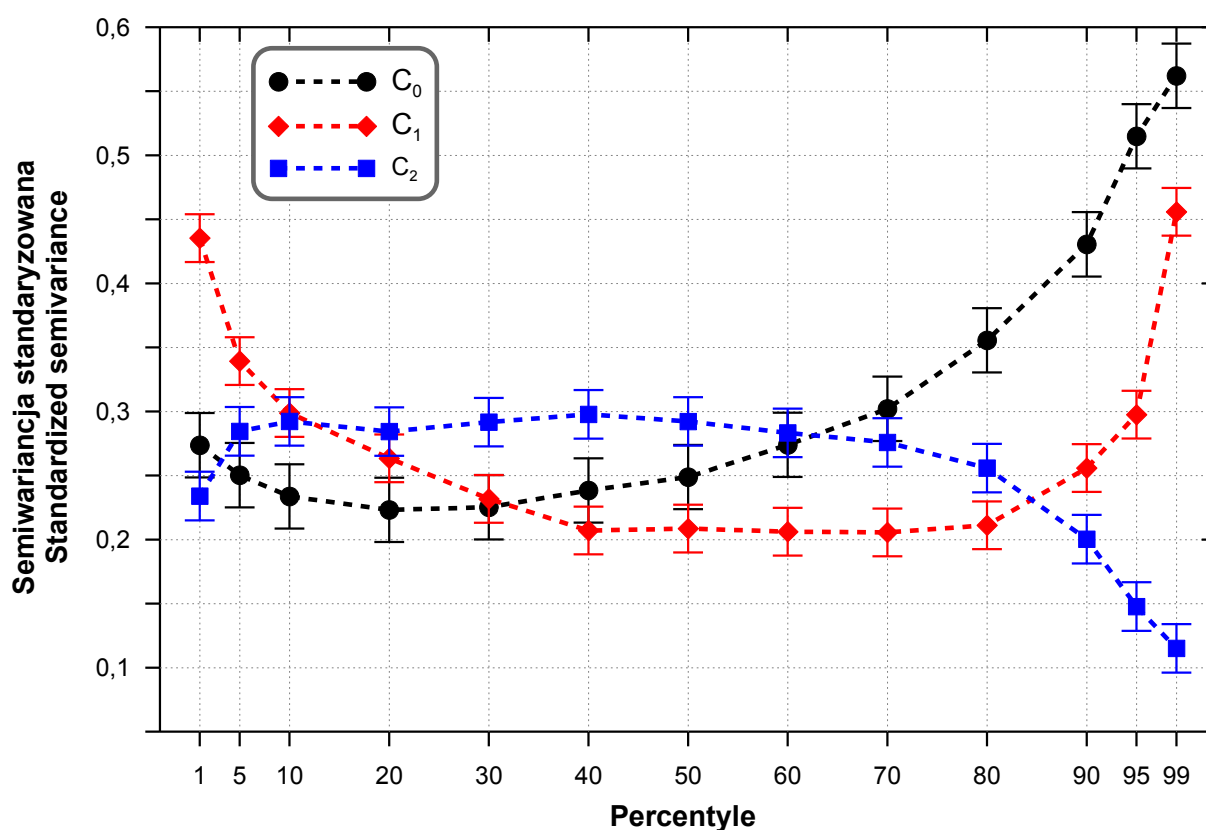
Zasadnicza odmienność reguł sezonowej zmienności parametrów struktury przestrzennej MSDO, ustalonych na podstawie danych znormalizowanych względem obecnie omawianych, dotyczy zasięgu pierwszej struktury A_1 . Poprzednio stwierdzono wysoką istotność takich różnic ($p < 0,0001$) i regularny przebieg zbliżony do występującego przy wariancji C_1 . Tym razem bez wątplenia takiej regularności nie zanotowano ($p = 0,64$). I nie wynika to jedynie z dużej szerokości 95% przedziału ufności średniej. Zmiany jej bowiem z miesiąca na miesiąc nie wykazują żadnego porządku. Różnica ta jest zastanawiająca i trudna do racjonalnego wytłumaczenia. Być może, procedura obliczania i modelowania semiwariancji odrębnie dla poszczególnych klas opadów wprowadziła dodatkowy element zmienności niwelujący efekt sezonowy.

VII.4. Zróźnicowanie zależne od względnej wysokości opadu

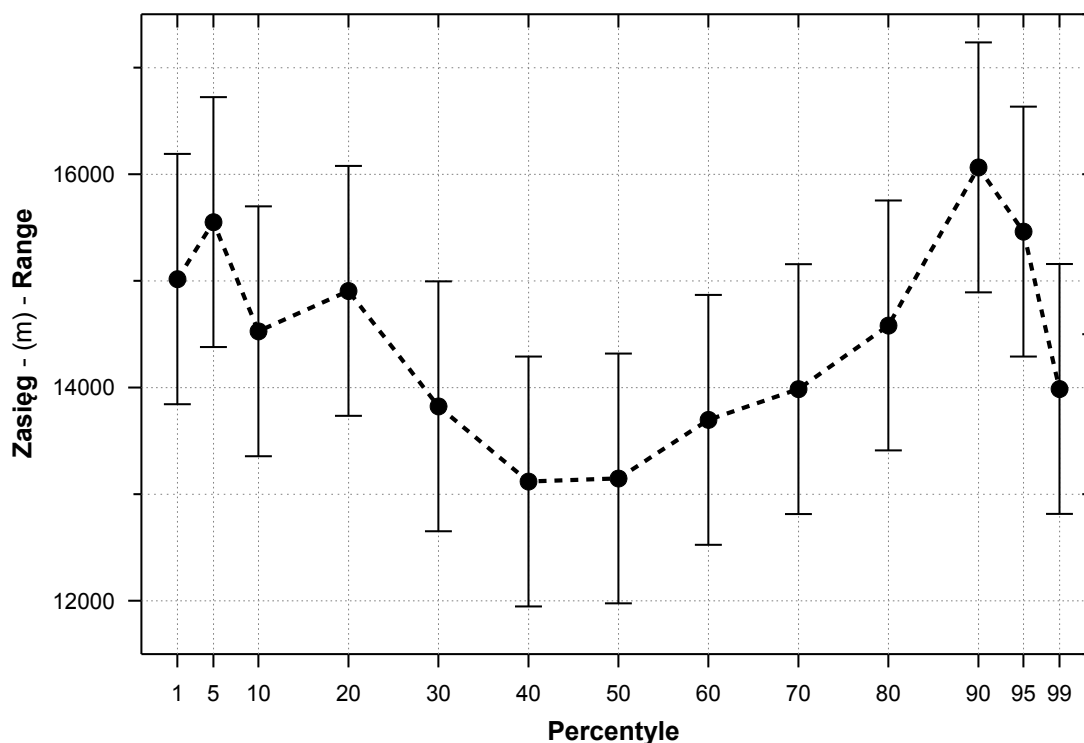
Najważniejszym wynikiem tego etapu prac było jednakże stwierdzenie charakteru zależności parametrów modeli struktury przestrzennej MSDO od względnej i bezwzględnej wysokości opadu (ryc. 95-111). Szczególnie te pierwsze są znacznie „wyraźniejsze” niż poprzednio, a zakres niepewności jest mniejszy.

Wariancja nuggetowa (C_0) jest najniższa, bo wynosi około 0,22, przy opadach odpowiadających 20 percentylowi skumulowanej funkcji rozkładu miesięcznych MSDO (ryc. 95). Jej udział rośnie zarówno przy niższych, jak wyższych sumach dobowych. Wzrost ten przy najniższych opadach jest jednak stosunkowo niewielki i nie można wykluczyć, że stanowi częściowo artefakt związany z większą niepewnością tworzenia modeli dla skrajnych wartości progowych (por. podrozdz. III.2.5.8). Za taką interpretacją przemawia także wyższe odchylenie standardowe, a co za tym idzie – błąd standardowy określenia średniej. Z drugiej

strony jednak, konsekwentne i stopniowe zmiany raczej wykluczają przypadkowość. Wzrost C_0 dla wyższych względnych wartości miesięcznych MSOD ma charakter wykładniczy i jest bardzo płynny. Trudno wskazać na jakieś wyraźne załamania krzywej mogące świadczyć o zmianach o charakterze jakościowym. Tempo przyrostu maleje jednak nieznacznie pomiędzy 95 i 99 percentylem, co mogłoby wskazywać na logistyczny charakter zależności. Maksimum C_0 ma wartość około 0,56. Wyniki testu *post hoc* Tukey wskazują, że biorąc pod uwagę kryterium wariacji, wartości C_0 do 70 percentyla nie różnią się istotnie. Od 80% gradient zmian jest już tak duży, że kolejne średnie C_0 są już różne od wszystkich pozostałych. Siedemdziesiąty percentyl jest odmienny zarówno od najniższych (10-40%), jak i najwyższych (90-99%).



Ryc. 95. Zmienność średnich wartości wariacji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej kodowanych danych miesięcznych MSDO zależna od względnej wysokości opadu. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.



Ryc. 96. Zmienność średnich wartości zasięgu pierwszej składowej modelu struktury przestrzennej kodowanych danych miesięcznych MSDO zależna od względnej wysokości opadu. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.

Wariancja pierwszej składowej (C_1) jest najniższa i względnie stała w przedziale od 40 do 80 percentyla wynosząc około 0,21 (ryc. 95). Jej udział rośnie zarówno przy niskich, jak i wysokich opadach. Gradient oraz rozmiar zmian różnią się jednak nieco. Wzrost C_1 przy przejściu od 40 do 10 percentyla jest w zasadzie liniowy do poziomu około 0,3. Przy kolejnych dwóch najniższych wartościach progowych gradient przyrostu C_1 jest coraz większy. Dla najniższych miesięcznych MSDO (1% krzywej skumulowanego rozkładu) wariancja pierwszej składowej wynosi ponad 0,43. Wzrost udziału C_1 przy opadach wyższych od 80 percentyla ma charakter paraboliczny. Maksymalna wartość przy 99% wynosi 0,456. Jak można się domyślać, test *post hoc* wskazał na istnienie homogenicznej grupy w zakresie między 40 a 80 percentylem. Również rozkład wartości C_1 dla 30 percentyla wykazuje duże do niej podobieństwo. Gradient zmian C_1 , zarówno przy kolejnych niższych jak i wyższych progach MSDO, był tak duży, że różnią się one istotnie zazwyczaj w stosunku opisanej wyżej „grupy”, jak i do wartości sąsiednich.

Zmienność obu wyżej wymienionych składowych w relacji do względnej wysokości opadów była w jednym aspekcie podobna – i C_0 i C_1 najniższe udziały miały przy „średnich” MSDO, wykazując duży wzrost przy skrajnych wartościach progowych (w obu przypadkach maksimum było związane z 99% percentylem). Krzywa udziału C_2 jest do pewnego stopnia

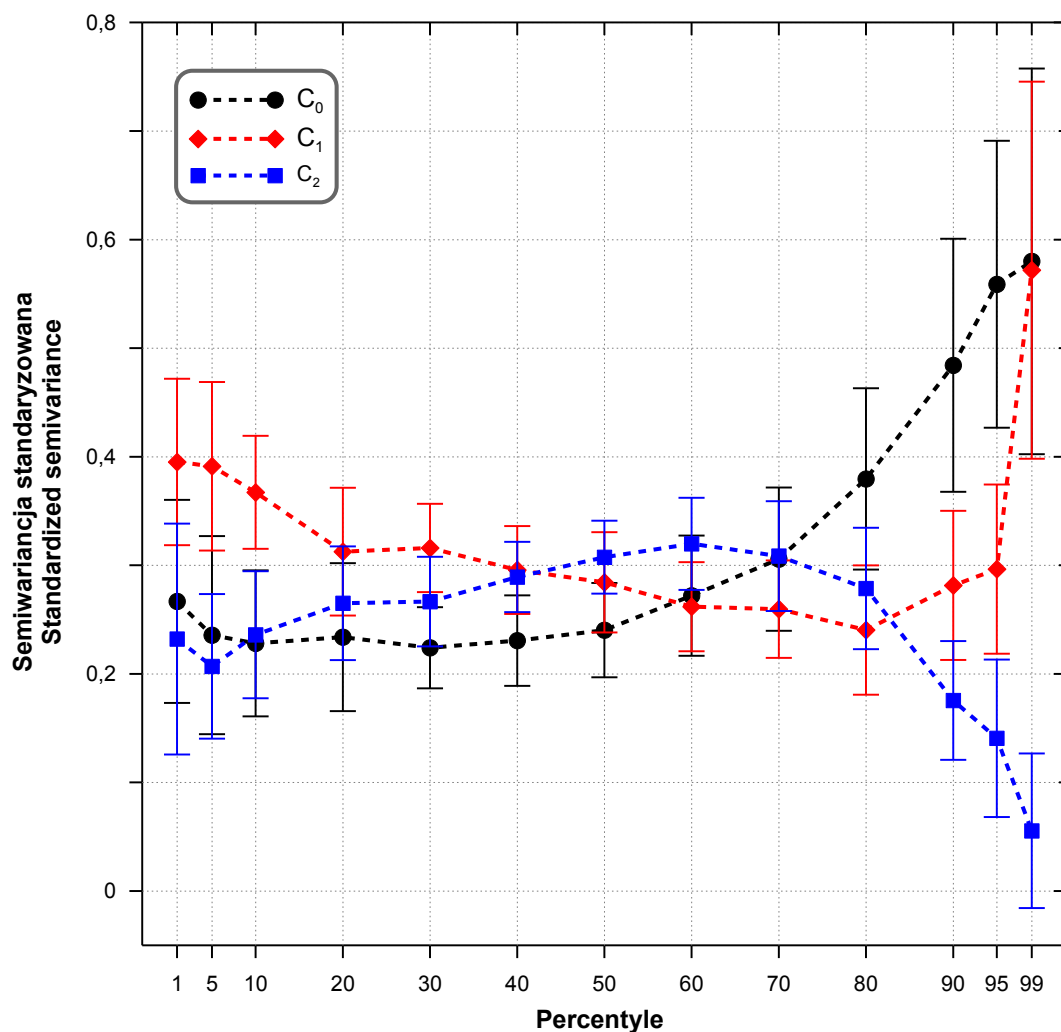
ich „lustrzanym odbiciem” (ryc. 95). Maksymalne proporcje – rzędu 0,28-0,29 – występują między 5 a 60 percentylem; przy mniejszych i większych wartościach progowych są niższe. Szczególnie znaczący jest spadek udziału C_2 poczynając od 80 percentyla rozkładu MSDO i wynosi 0,26-0,12. W przedziale od 5 do 60 percentyla średnie wartości C_2 są do siebie podobne, a różnią się istotnie od tych z najniższej i trzech najwyższych klas MSDO. Siedemdziesiąty i osiemdziesiąty percentyl nie wykazują już istotnej odmienności w stosunku do pierwszego, dziewięćdziesiąty różni się od wszystkich oprócz pierwszego, a dwa najwyższe są podobne tylko do siebie nawzajem.

Bardziej złożony obraz daje relacja pomiędzy zasięgiem pierwszej składowej (A_1) a względną wysokością miesięcznych MSDO (ryc. 96). Minimalny zasięg, średnio rzędu 13,1 km, dotyczy MSDO nieco mniejszych i zbliżonych do mediany, zaś maksymalny – dziewięćdziesiątego (16,0 km) i piątego percentyla (15,5 km). Skrajnie niskie (1%) i wysokie (95 i 99%) MSDO charakteryzują się nieco mniejszym zasięgiem. Rozrzut wartości jest jednakże tak duży, że statystycznie istotne są jedynie różnice średnich zasięgu A_1 pomiędzy 40 i 50 a 90% rozkładu MSDO.

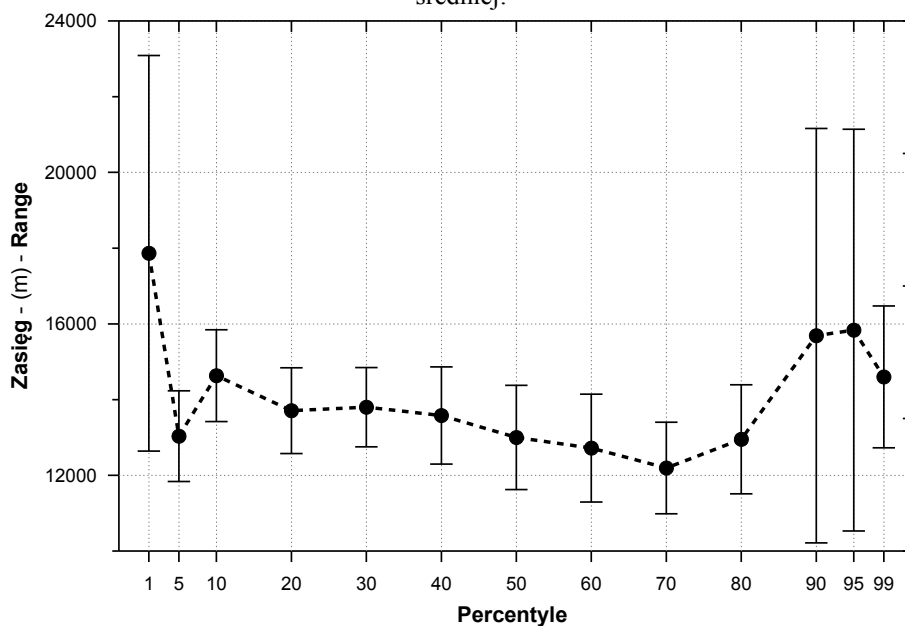
Podobną analizę przeprowadzono charakteryzując zmienność w odniesieniu do względnej wysokości opadów parametrów modeli rocznych kodowanych danych MSDO (tab. 17, ryc. 97 i 98). Generalne prawidłowości są zbliżone do tych ustalonych dla zbioru miesięcznych MSDO, lecz mniejsza ilość danych skutkowałą większym zakresem niepewności, w związku z tym mniejszą ilością statystycznie istotnych różnic. Najważniejsza wynikająca z tego odmiennosc to negatywny wynik ANOVA dla zróżnicowania zasięgu pierwszej struktury A_1 . Opis wyników będzie skupiony głównie na podkreśleniu różnic między wynikami uzyskanymi dla miesięcznych i rocznych MSDO.

Tabela 17. Podsumowanie wyników testowania istotności zmienności parametrów modeli danych kodowanych struktury przestrzennej rocznych MSDO w zależności od względnej wysokości opadu z użyciem jednoczynnikowej analizy wariancji. Pogrubioną czcionką zaznaczono różnice istotne na poziomie $p < 0,05$. 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
A_1	748644886	12	62387074	$1,454579e^{10}$	312	46621132	1,338172	0,195512
C_0	5	12	0	15,24538	312	0	8,804782	0,000000
C_1	2	12	0	10,09755	312	0	5,967920	0,000000
C_2	2	12	0	6,563103	312	0	6,931703	0,000000



Ryc. 97. Zmienność średnich wartości wariancji poszczególnych składowych modeli struktury przestrzennej kodowanych danych rocznych MSDO zależna od względnej wysokości opadu. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.



Ryc. 98. Zmienność średnich wartości zasięgu pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej kodowanych danych rocznych MSDO zależna od względnej wysokości opadu. Zaznaczono 95% zakres ufności średniej.

Najmniej jest ich w odniesieniu do wariancji nuggetowej (C_0), a istniejące są najprawdopodobniej zupełnie przypadkowe. Dotyczy to zarówno samego przebiegu średnich dla poszczególnych progów MSDO, jak i ich bezwzględnych wartości.

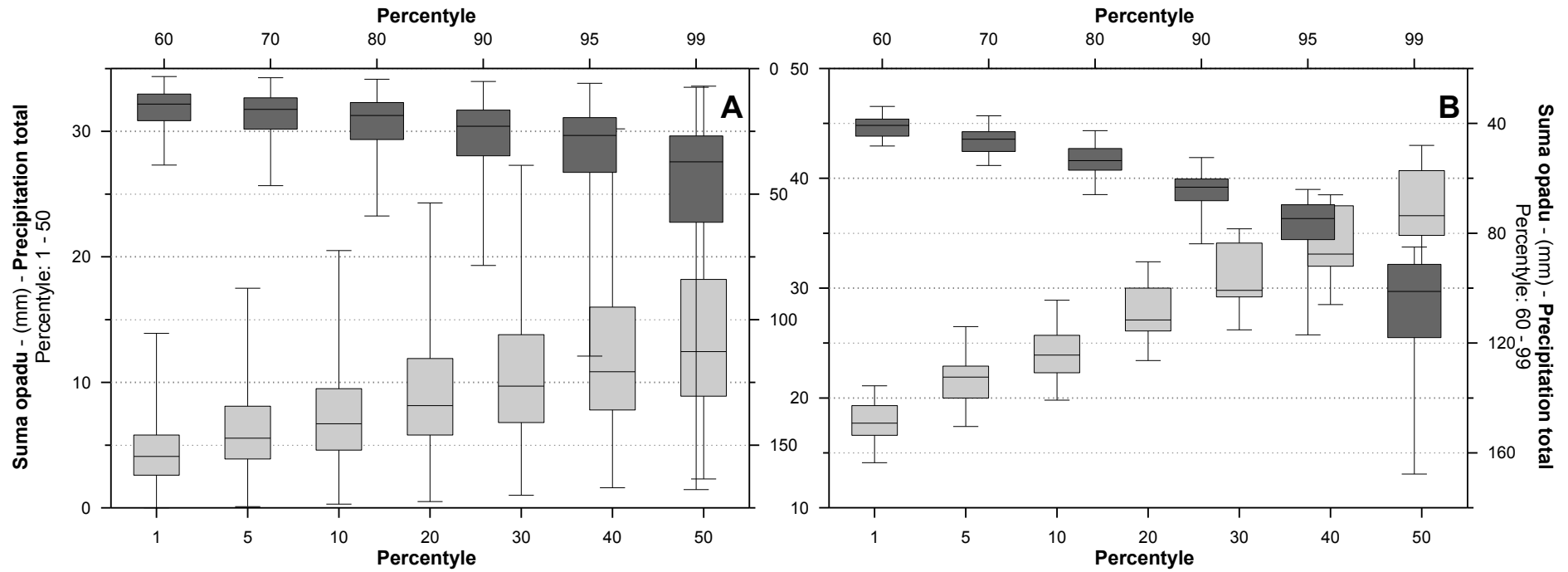
Bardziej specyficznie wygląda obraz zmian udziału wariancji pierwszej struktury (C_1 , ryc. 97). Zmniejsza się on bowiem dość regularnie od wartości około 0,4 przy pierwszym percentylu do 0,24 przy osiemdziesiątym. Nie ma tu zatem charakterystycznego dla miesięcznych danych MSDO „szerokiego” minimum między 40 a 80 percentylem. Znacznie większy jest też gradient przyrostu udziału C_1 pomiędzy dwoma najwyższymi wartościami progowymi. Zakres niepewności jest jednak zbyt duży, żeby uznać to za niewątpliwą prawidłowość.

Również zmiany udziału wariancji struktury drugiej (C_2 , ryc. 97) są bardziej „wyraziste” niż było to przy danych miesięcznych. Wzrost jej wartości jest bowiem konsekwentny od około 0,21 przy piątym percentylu do wyraźnego maksimum na poziomie 0,32 przy percentylu sześćdziesiątym. Następujący od tego miejsca spadek ma charakter paraboliczny i jest znacznie „głębszy” – minimum przy najwyższym progu wynosi zaledwie 0,06.

Zróznicowanie zasięgu pierwszej struktury (A_1) rocznych MSDO w zależności od względnej wysokości opadu (ryc. 98) również wykazuje wyraźne odmienności względem relacji ustalonych dla danych miesięcznych (ryc. 96). Minimalny średni zasięg, wynoszący około 12,1 km, zanotowano przy 70% rozkładu rocznych MSDO, a nie jak poprzednio przy opadach zbliżonych do mediany. Minimum to jest także wyraźne, bo aż o 1 km, niższe. Inne różnice występujące przy skrajnych progach są, ze względu na dość chaotyczne skoki średniej A_1 i duży zakres jej niepewności, raczej przypadkowe.

VII.5. Zróznicowanie zależne od bezwzględnej wysokości opadu

W przeprowadzonej powyżej analizie porównywano charakterystyki statystyczne parametrów modeli struktury przestrzennej kodowanych danych miesięcznych i rocznych MSDO w odniesieniu do względnej wysokości opadów, wyrażonej w postaci określonego progu (percentyla) skumulowanej funkcji rozkładu. Oznaczało to, że w jednej klasie łączone były nieraz opady o bardzo różniących się sumach. Z drugiej zaś strony, różne, nawet nie „sąsiadujące” bezpośrednio percentyle rozkładu poszczególnych zbiorów danych MSDO mogły mieć identyczne wysokości opadu. Wynikało to zarówno z sezonowej, jak i wywołanej wszystkimi innymi czynnikami zmienności czasowej i przestrzennej MSDO (por. roz. V).



Ryc. 99. Rozkład statystyczny (minimum, pierwszy kwartył, mediana, trzeci kwartył, maksimum) bezwzględnych wysokości MSDO dla poszczególnych progów dla danych miesięcznych (A) i rocznych (B). Dla zwiększenia czytelności wykresów oś prawa (dla percentyli 60-99) jest skalowana odwrotnie.

Jak duże było to zróżnicowanie pokazuje rycina 99. Zbiór percentyli pierwszych miesięcznych MSDO obejmował, na przykład, opady dobowe w przedziale 0-13,9 mm. Zakres ten ząbeiał się nawet z wartościami notowanymi dla 99 percentyla (7,4-167,7 mm). Jakkolwiek uzyskane i omówione wyżej prawidłowości wskazują, że owa tak zmienna względna wysokość opadów ma bardzo duży wpływ na ich strukturę przestrzenną, postanowiono sprawdzić, czy podobnie będzie w odniesieniu do ich wartości bezwzględnych. Każdy z analizowanych 4225 percentyli ((300 miesięcy + 25 lat) × 13 progów) był w przygotowanej bazie danych opisany także wartością odpowiadającej mu sumy opadów. Posortowanie ich zatem w porządku uzależnionym od bezwzględnej wielkości opadu nie stanowiło żadnego problemu.

Tabela 18. Podsumowanie wyników testowania istotności zmienności parametrów modeli danych kodowanych struktury przestrzennej miesięcznych MSDO w zależności od bezwzględnej wysokości opadu z użyciem jednoczynnikowej analizy wariancji. Pogrubioną czcionką zaznaczono różnice istotne na poziomie $p < 0,05$. 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
A_1	1,654282e ⁹	16	103392626	4,182876e ¹¹	3882	107750537	0,95956	0,499153
C_0	17,11920	16	1	228,5576	3883	0	18,17755	0,000000
C_1	7,834559	16	0	127,0546	3883	0	14,96482	0,000000
C_2	2,329983	16	0	123,9248	3883	0	4,56291	0,000000

Relacje parametrów struktury przestrzennej MSDO w odniesieniu do bezwzględnej sumy opadów badano na dwa sposoby: parametryczny i nieparametryczny. W pierwszym podejściu określano je za pomocą funkcji regresji krzywoliniowej. Ze względu jednak na bardzo duży rozrzut danych, uzyskane wyniki nie były w pełni jednoznaczne. Dlatego, dla ich weryfikacji zastosowano także, jak poprzednio, analizę wariancji w odniesieniu do klas wysokości sum opadów. Były one ustalone osobno dla zbioru miesięcznych i rocznych MSDO, i z pewnością bardziej „jednorodnie” niż pogrupowane względem percentyli. Ze względu na mocno zróżnicowaną liczebność przypadków MSDO w poszczególnych przedziałach ich wysokości, zastosowano zmienną szerokość klas. W wypadku danych miesięcznych były to przedziały co 2 mm od 0 do 20 mm, następnie co 5 mm do 50 mm. Wszystkie miesięczne MSDO o wysokości powyżej 50 mm połączono w jedną klasę. W tym ujęciu nie badano ewentualnej zmienności sezonowej. Roczne dane podzielono na 12 klas: do 20 mm, 20-25, 25-30, 30-35, 35-40, 40-45, 45-50, 50-60, 60-70, 70-80, 80-100 i powyżej 100 mm. Wyniki obliczeń

ANOVA parametrów modeli struktury przestrzennej MSDO w odniesieniu do wyżej przedstawionego podziału na klasy sum opadów przedstawiono w tabelach 18 i 19. W obu analizowanych układach, miesięcznych i rocznych, uzyskano potwierdzenie bardzo wysokiej istotności różnic międzyklasowych ($p < 0,000001$) średnich wartości wariancji poszczególnych składowych (C_0 , C_1 i C_2). W odniesieniu do zasięgu pierwszej składowej (A_1) istotnego zróżnicowania nie stwierdzono.

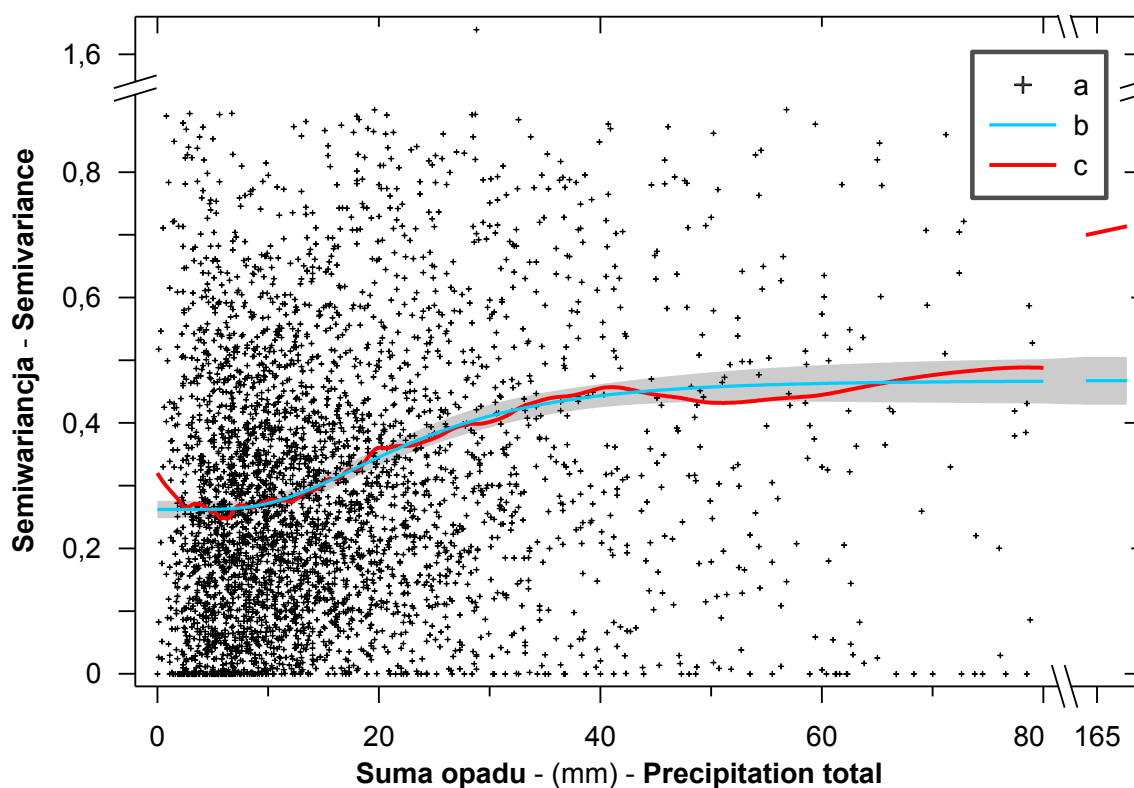
Tabela 19. Podsumowanie wyników testowania istotności zmienności parametrów modeli danych kodowanych struktury przestrzennej rocznych MSDO w zależności od bezwzględnej wysokości opadu z użyciem jednoczynnikowej analizy wariancji. Pogrubioną czcionką zaznaczono różnice istotne na poziomie $p < 0,05$. 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
A_1	783833153	11	71257559	$1,451060e^{10}$	313	46359760	1,537056	0,117015
C_0	5	11	0	15,53581	313	0	8,923921	0,000000
C_1	2	11	0	10,29770	313	0	5,851328	0,000000
C_2	1	11	0	6,828523	313	0	6,185223	0,000000

Do wyznaczenia funkcji matematycznych opisujących relacje między parametrami struktury przestrzennej MSDO a ich bezwzględną wysokością użyto wersji ewaluacyjnej programu TableCurve 2D 5.0.1 (www.systat.com/products/TableCurve2D/). Testuje ona dopasowanie wskazanych danych do ponad 3660 funkcji. Uzyskane modele mogą być następnie porządkowane według szeregu ich cech (liczby parametrów, współczynnika determinacji, błędu standardowego estymacji itp.), co ułatwia selekcję najbardziej z nich optymalnego z punktu widzenia przyjętych kryteriów (prostota i/lub jakość dopasowania). W trakcie analizy możliwa jest też graficzna selekcja i tymczasowa eliminacja danych odstających i ponowne „przeliczenie” modeli. Program TableCurve ma także możliwość nieparametrycznego wygładzania (filtrowania) danych za pomocą funkcji sklepanych (*spline*) i fourierowskich. W niniejszym opracowaniu ograniczono zakres poszukiwania do modeli składających się maksymalnie z czterech parametrów (kryterium prostoty) o najwyższej jakości dopasowania. Często jednakże nie wybierano funkcji o najwyższym współczynniku determinacji. Niektóre z nich bowiem przy krańcach zakresu danych wykazywały chaotyczne bądź nierealistyczne przebiegi.

We wszystkich analizowanych kontekstach nierzadko zdarzało się, że na jedną wartość X (sumę dobową opadu) „przypadała” więcej niż jedna wartość Y (parametrów modeli struktury

przestrzennej). Wariancję takich Y można traktować jako „czysty” czy losowy błąd. Jeśli w zbiorze danych istnieją takie replikacje zmiennej zależnej, to możliwe jest oddzielenie części wariancji związanej z „czystym” błędem od tej skojarzonej z dopasowanym modelem. Wykonywana jest wówczas rozszerzona analiza wariancji, obejmująca między innymi określenie maksymalnego możliwego współczynnika determinacji, który jest niezależny od wybranego modelu. Oprócz tego liczona jest statystyka *Lack Fit* będąca różnicą całkowitej sumy kwadratów odchyleń (reszt modelu) i tej jej części która jest związana z wielokrotnymi Y przypadającymi na jednego X (czyli „czystym” błędem). Jeśli wartość F tej statystyki jest istotna (≥ 1), wówczas wybrany model może być nieodpowiedni. W takich przypadkach pomocna jest szczegółowa analiza reszt w celu wykrycia systematycznych trendów, które mogą potwierdzić nieadekwatność modelu. W wypadku analizowanych danych wynika to przede wszystkim z niejednorodności genetycznej i ze zmienności sezonowej MSDO, i szukanie innego modelu niczego tu nie zmienia. Widać to szczególnie dobrze na wykresach dla rocznych zbiorów danych (ryc. 108-111), gdzie dość wyraźnie odróżniają się od siebie pewne układy punktów. Statystyki LF (*Lack Fit*) zamieszczono w tabelach zbiorczych (20 do 22). Tam gdzie dawały one nierealistyczne wyniki pola tabel są puste.



Ryc. 100. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji nuggetowej modeli struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 12% wygładzania).

Na kolejnych rycinach (100-103) przedstawiono rozrzut wartości parametrów modeli wszystkich danych miesięcznych w relacji do wysokości opadów wraz z przebiegiem wybranej funkcji krzywoliniowej. Oprócz samej linii funkcji zaznaczono jej 95% przedział ufności. Poza tym użyto, funkcji typu Loess do zbudowania modelu lokalnych regresji (wygładzanie danych). Procedura ta łączy regresję lokalnie ważonych najmniejszych kwadratów (ang. *locally-weighted least-squares*), która ma charakter nieciągły, z ciągłością i właściwościami wygładzającymi funkcji sklepanych (B-spline). Algorytm ten czasami pozwala ujawnić ukryte struktury o niskiej częstotliwości w danych zawierających dużo „szumu”. Podstawowym parametrem tego algorytmu jest szerokość okna wygładzania, wyrażona w procentach punktów całego zbioru danych. Szerokość ta jest zatem zmienna zależnie od lokalnej „gęstości” danych.

Tabela 20. Podsumowanie wyników modelowania relacji między parametrami modeli struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych danych MSDO a bezwzględną wysokością opadów. Objasnienia: n – liczba uwzględnionych danych, Stopień – liczba parametrów modelu, R – współczynnik determinacji modelu, R -max – maksymalny możliwy współczynnik determinacji niezależnie od typu modelu, SEE – błąd standardowy estymacji, F – statystyka F modelu, p – poziom istotności modelu, F -LF – statystyka F braku dopasowania (*Lack Fit*), p -LF – poziom istotności braku dopasowania. Dokładne objaśnienia w tekście.

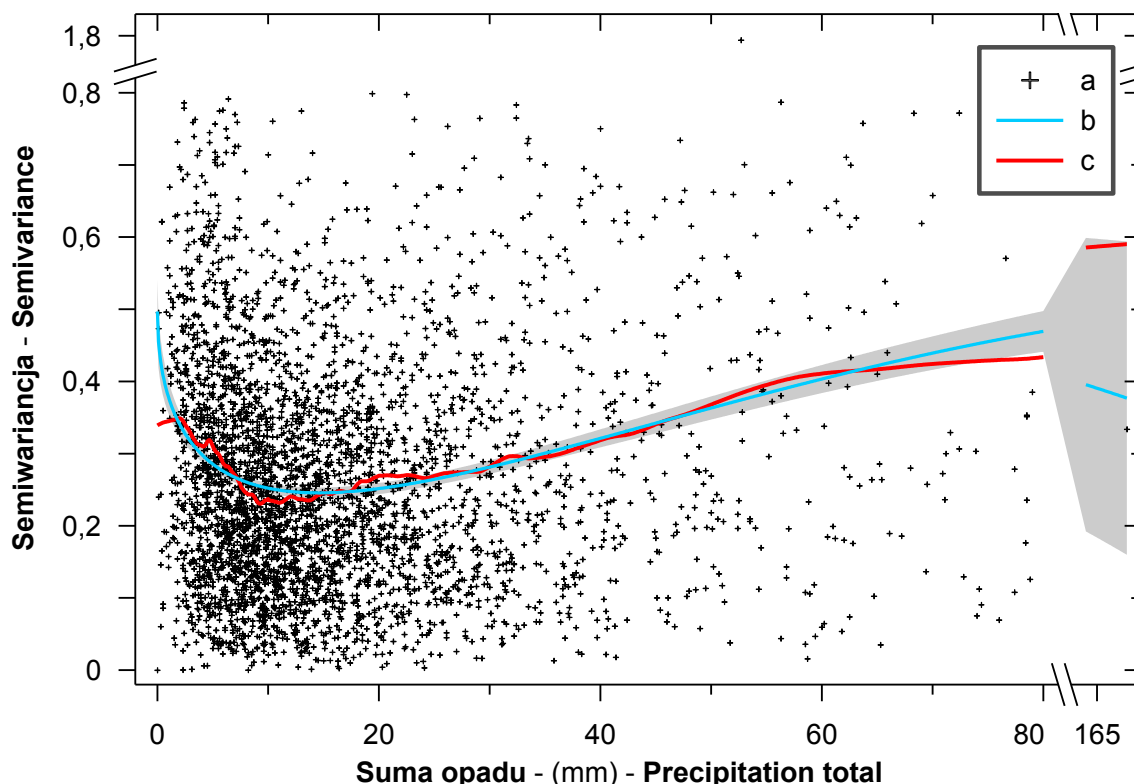
Parametr Parameter	n	Stopień Order	R	R -max	SEE	F	p	F -LF	p -LF
C_0	3900	4	0,0666	0,2858	0,243	94,02	0,00000	1,71977	0,00000
C_1	3900	4	0,0545	0,2761	0,181	76,242	0,00000	1,71433	0,00000
A_1	3803	4	0,0120		3793,149	16,738	0,00000		
C_2	3896	4	0,0255	0,1967	0,174	35,337	0,00000	1,19555	0,00192

Tabela 21. Podsumowanie wyników modelowania relacji między parametrami modeli struktury przestrzennej rocznych kodowanych danych MSDO a bezwzględną wysokością opadów. Objasnienia: n – liczba uwzględnionych danych, Stopień – liczba parametrów modelu, R – współczynnik determinacji modelu, R -max – maksymalny możliwy współczynnik determinacji niezależnie od typu modelu, SEE – błąd standardowy estymacji, F – statystyka F modelu, p – poziom istotności modelu, F -LF – statystyka F braku dopasowania, p -LF – poziom istotności braku dopasowania. Dokładne objaśnienia w tekście.

Parametr Parameter	n	Stopień Order	R	R -max	SEE	F	p	F -LF	p -LF
C_0	324	4	0,2539	0,8431	0,215	38,094	0,00000	1,09248	0,33337
C_1	321	4	0,0969	0,8463	0,161	12,824	0,00000	1,43751	0,03421
A_1	320	4	0,0405	0,2729	3379,023	5,843	0,00068	0,091021	1,00000
C_2	322	4	0,2336	0,8259	0,13	34,051	0,00000	1,01554	0,48070

Zmienność wariancji nuggetowej w relacji do wysokości miesięcznych MSDO jest stosunkowo prosta (ryc. 100). Również rozbieżności między przebiegiem modelu globalnej a

lokalnej regresji są relatywnie niewielkie. Do około 7 mm poziom C_0 się nie zmienia i wynosi 0,26. Model Loess wskazuje jednakże, że przy skrajnie niskich MSDO błąd losowy jest prawdopodobnie znacząco wyższy. Przy wyższych sumach opadów następuje wzrost wariancji nuggetowej. Największy gradient przyrostu ma miejsce w przedziale 15-25 mm. Dalej wzrost C_0 jest już coraz wolniejszy i osiąga swoje maksimum – około 0,46 – przy opadach przekraczających 50 mm na dobę. Rozrzut wartości jest jednakże olbrzymi. W całym zakresie wysokości MSDO potencjalna zmienność C_0 jest w zasadzie maksymalna.

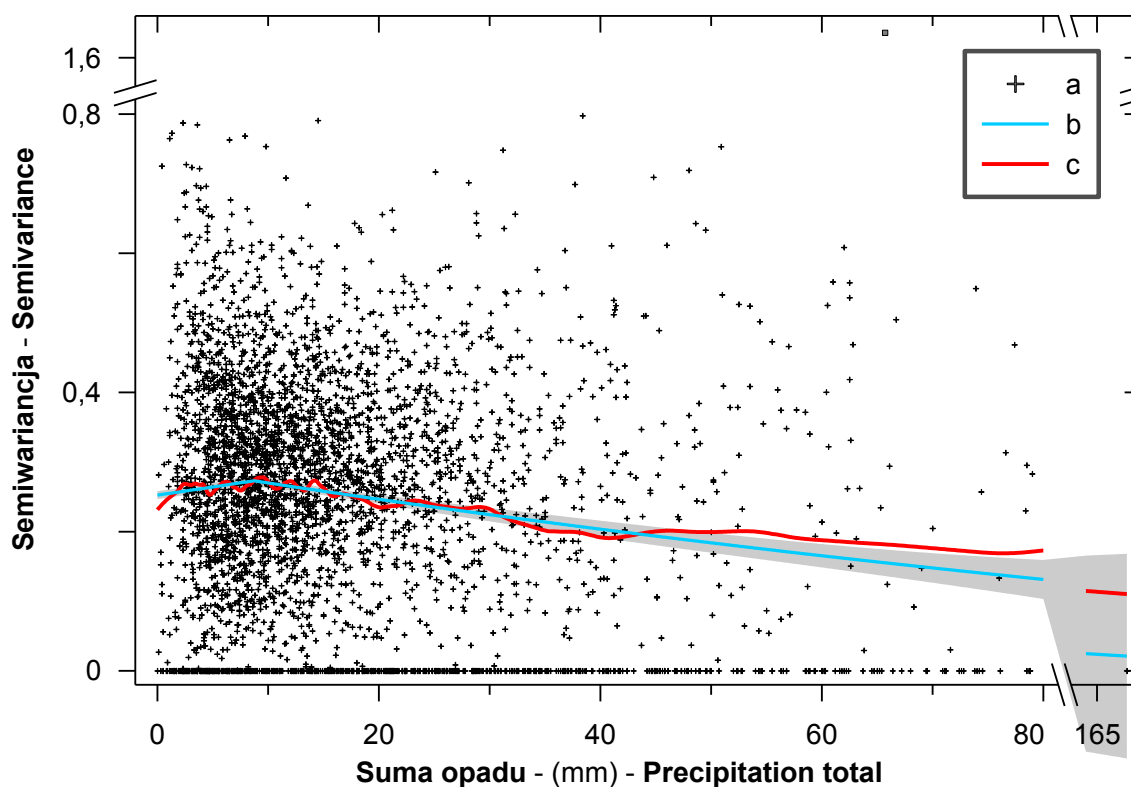


Ryc. 101. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 10% wygładzania).

Skala zmian modelu regresji wariancji pierwszej składowej w relacji do wysokości miesięcznych MSDO jest podobna, lecz o innym jego przebiegu (ryc. 101). Przy najniższych opadach jest on relatywnie wysoki (ok. 0,36). Przy nieco wyższych – w zakresie 10 do 15 mm – funkcja osiąga minimum wynoszące około 0,25. Dalej następuje jej powolny liniowy wzrost, którego gradient zmniejsza się nieco po przekroczeniu sum dobowych wynoszących 50 mm. Maksimum, równe około 0,52 funkcja regresji osiąga przy opadach o wysokości około 110 mm. Po przekroczeniu jednakże poziomu 70 mm widoczne są duże rozbieżności

między modelem globalnym a lokalnym. Zwraca uwagę również, że chmura punktów na wykresie, która przy niższych opadach jest względnie jednorodna, po przekroczeniu progu około 60 mm na dobę wykazuje wyraźną dwudzielność. Być może związana jest ona z wyraźniejszym zróżnicowaniem struktury przestrzennej najwyższych MSDO w zależności od ich genezy.

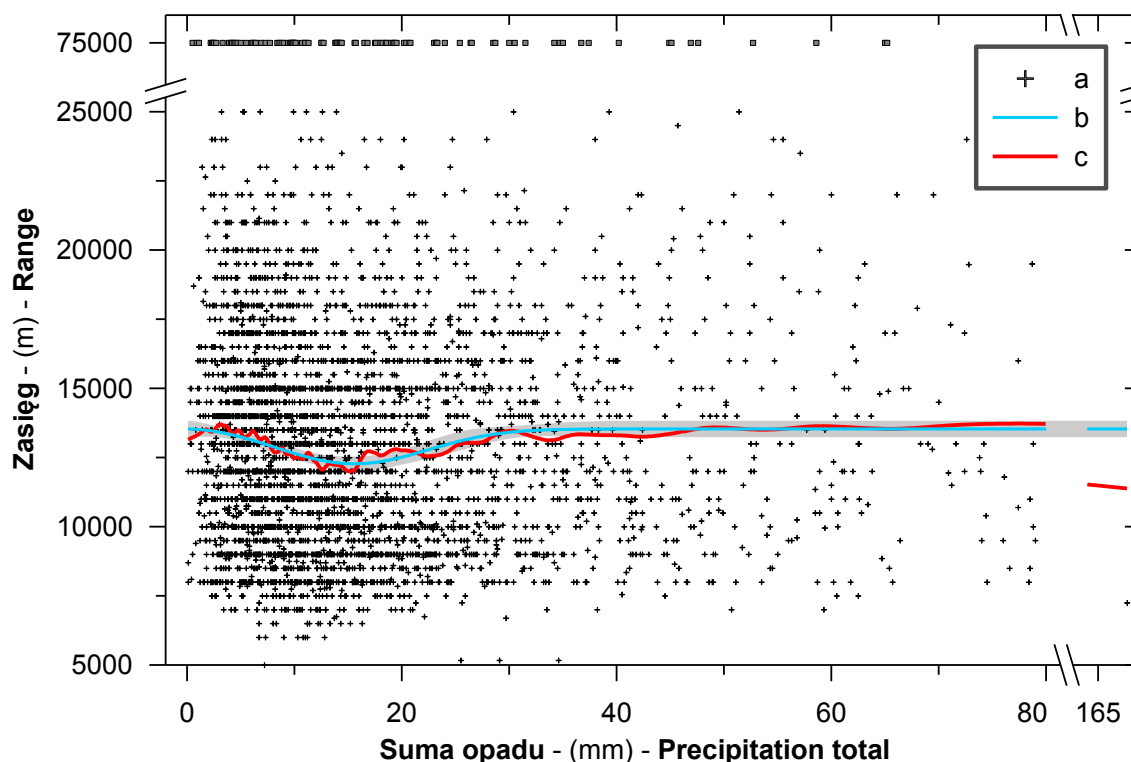
Model regresji C_2 względem wysokości miesięcznych MSDO jest najprostszy (ryc. 102). Ponownie inne są tu prawidłowości zmian w klasie opadów najniższych – do 10 mm – względem do całej reszty. Najpierw zatem funkcja nieco rośnie, aby od wymienionej wyżej granicy łagodnie, liniowo spadać. Wyraźniejsze, konsekwentne, różnice między modelem globalnym a lokalnym widoczne są od poziomu 45 mm sum dobowych opadu.



Ryc. 102. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji drugiej składowej modeli struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 10% wygładzania). Z obliczeń usunięto 4 najbardziej odstające wyniki. Jeden z nich widoczny na wykresie zaznaczono innym symbolem niż pozostałe dane.

Bardzo niewielka jest amplituda zmian wartości regresji A_1 względem wysokości miesięcznych MSDO (ryc. 103). Wynosi ona bowiem jedynie 1,2 km. Maksimum funkcji wynoszące około 13,5 km występuje zarówno przy najniższych sumach opadów (do 2 mm), jak i po przekroczeniu 30 mm. Najmniejszy zasięg pierwsza składowa ma przy opadach

dobowych, rzędu 15 mm. Model lokalny fluktuuje wokół globalnego, nie wykazując większych odchyłań.



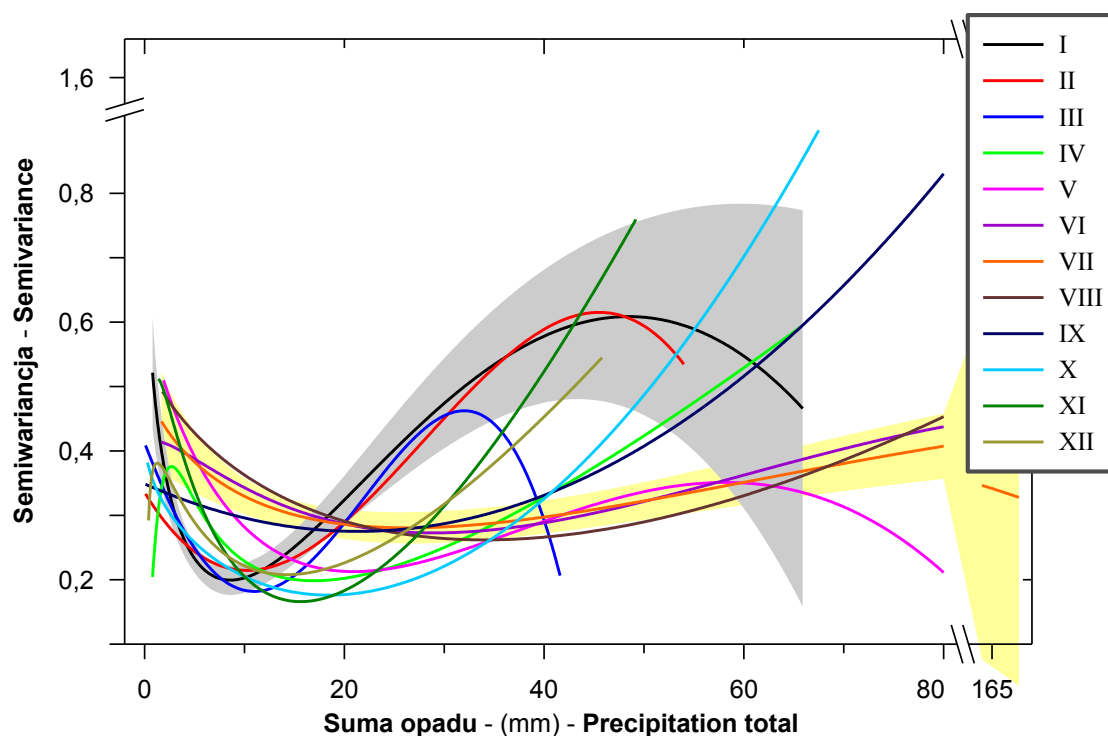
Ryc. 103. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność zasięgu pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 8% wygładzania). Z obliczeń usunięto 97 najbardziej odstających wyników. Widoczna na wykresie ich część zaznaczona została innym symbolem niż pozostałe dane.

VII. 6. Sezonowe zróżnicowanie zależne od bezwzględnej wysokości opadu

We wszystkich omawianych powyżej kontekstach parametry struktury przestrzennej miesięcznych MSDO wykazują bardzo duży rozrzut wartości w relacji do bezwzględnej sumy opadów. Mimo to wszystkie cztery modele regresji są wysoko istotne statystycznie ($p < 0,00001$, tab. 20). Występowanie wielu Y względem tych samych wartości X powoduje jednak, że maksymalne możliwe współczynniki determinacji niezależne od typu modelu są bardzo niskie – rzędu 0,19-0,28. Także wysokie wartości statystyk *F Lack Fit* wskazują, że dobór modelu jest przy tego typu danych obciążony dużą dozą niepewności. Część obserwowanej zmienności parametrów struktury przestrzennej miesięcznych MSDO jest efektem, co wykazano poprzednio, zróżnicowania sezonowego. Jaki jest rozmiar tego zróżnicowania i jaka jest jego charakterystyka jakościowa można było łatwo zbadać używając

analogicznej metodyki. Na kolejnych rycinach (ryc. 104-107) oraz w tabeli 22 przedstawiono zatem wyniki modelowania zmienności C_0 , C_1 , C_2 i A_1 dla poszczególnych miesięcy. Dla zwiększenia czytelności bardzo już skomplikowanych wykresów zamieszczono na nich jedynie linie regresji globalnych, a szerokość 95% pasa ufności funkcji przedstawiono tylko dla stycznia i lipca.

Relacja wariancji nuggetowej do wysokości opadów jest bez wątplenia zróżnicowana sezonowo (ryc. 104). Jest to szczególnie wiarygodne dla przedziału wysokości opadów od 5 do 30/40 mm. W każdym, w zasadzie, miesiącu MSDO o takiej wysokości notowano dostatecznie często, żeby uzyskana funkcja regresji była wyznaczona z dużą precyzją. Różnice przy niższych i wyższych opadach są mniej pewne. Wszystkie miesięczne równania regresji C_0 są wysoko istotne statystycznie ($p < 0,00001$), lecz dla większości z nich istotna jest również statystyka *Lack Fit*. Najbardziej charakterystyczna jest zwarta „wiązka” linii miesięcy zimowych od grudnia do marca przy opadach w zakresie 5 do przeszło 20 mm. Dla tego przedziału typowy jest wysoki gradient przyrostu C_0 wraz ze zwiększaniem się opadów. Przy wyższych sumach dobowych krzywe regresji dla tych miesięcy zaczynają się odróżniać, ale znaczna część tej zmienności mieści się w zakresie niepewności funkcji. W kolejnych miesiącach wiosennych i letnich, do lipca, widoczna jest generalna tendencja do zmniejszania się wariancji nuggetowej i mniejszego gradientu jej przyrostu w relacji do sum opadów. W okresie od sierpnia do listopada tendencja jest odwrotna. Do reguły tej nie „nie pasuje” jedynie kwiecień z najszybszym przyrostami C_0 w przedziale opadów 10-40 mm na dobę. Dla większości miesięcy charakterystyczny jest monotoniczny wzrost wariancji nuggetowej ze wzrostem sumy opadów. Są jednak wyjątki od tej reguły, kiedy po przekroczeniu pewnej granicy następuje spadek wielkości C_0 . Najbardziej wiarygodne wydają się takie przypadki w lutym i październiku, ponieważ przegięcie krzywej występuje przy stosunkowo niskich sumach opadów (28 i 32 mm). W odniesieniu do lutego, a także w pewnym stopniu marca, można by wysunąć przypuszczenie, że jest to efektem zmiennej proporcji opadów stałych i ciekłych w MSDO, w zależności od ich wysokości. Mechanizm odpowiedzialny za podobny efekt spadku wariancji nuggetowej przy wysokich opadach w październiku jest z pewnością inny. Warto zwrócić uwagę, że podobne przegięcie funkcji, ale już mniej pewne, bo występujące przy jeszcze wyższych opadach, jest widoczne we wrześniu, a także sierpniu. Być może znaczenie ma tu prędkość wiatru, wpływająca na błąd pomiaru, statystycznie różna przy wysokich opadach o odmiennej genezie.

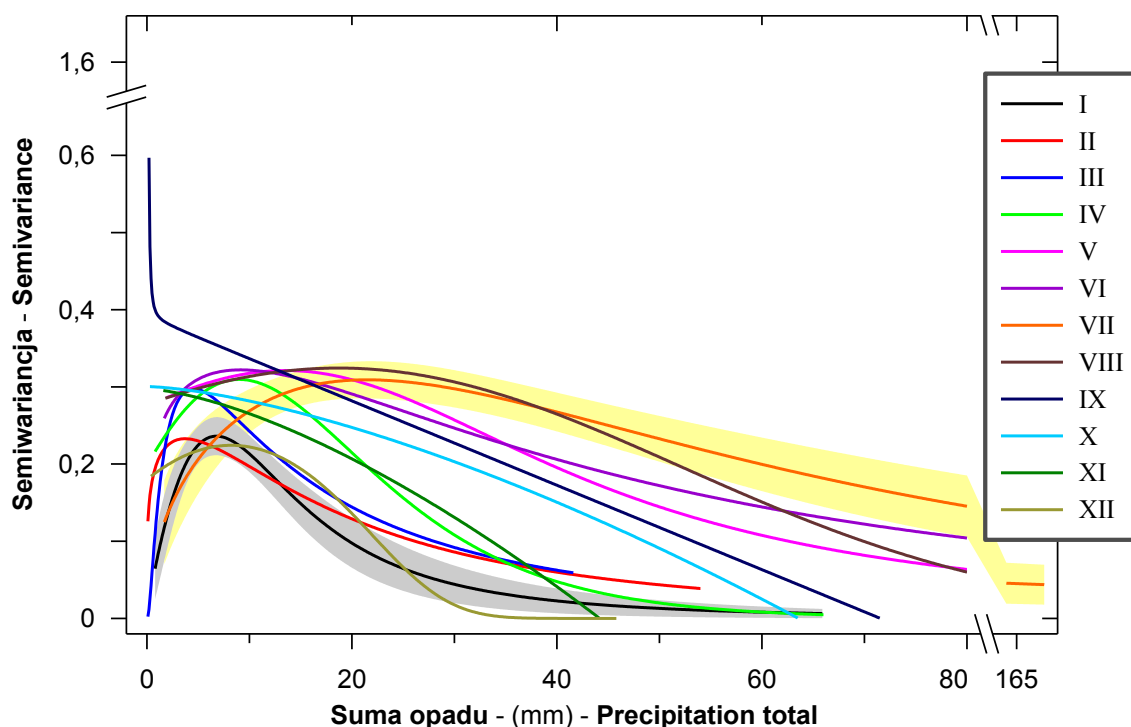


Ryc. 105. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej kodowanych danych MSDO dla poszczególnych miesięcy, zilustrowana za pomocą funkcji wielomianowych. Dla stycznia i lipca zaznaczono 95% przedział ufności funkcji.

Tabela 22. Podsumowanie wyników modelowania relacji między parametrami modeli struktury przestrzennej kodowanych danych MSDO dla poszczególnych miesięcy a bezwzględną wysokością opadów. Objaśnienia: n – liczba uwzględnionych danych, Stopień – stopień wielomianu, R – współczynnik determinacji modelu, R-max – maksymalny możliwy współczynnik determinacji niezależnie od typu modelu, SEE – błąd standardowy estymacji, F – statystyka F modelu, p – poziom istotności modelu, F-LF – statystyka F braku dopasowania, p-LF – poziom istotności braku dopasowania. Dokładne objaśnienia w tekście.

Parametr Parameter	N	Stopień Order	R	R-max	SEE	F	p	F-LF	p-LF
Styczeń - January									
C ₀	325	4	0,0678	0,6147	0,251	9,213	0,00001	1,451	0,00930
C ₁	323	4	0,1403	0,5203	0,159	18,909	0,00000	0,816	0,90123
A ₁	313	3	0,0257		3856,244	5,625	0,00398		
C ₂		3	0,0993	0,5173	0,147	19,429	0,00000	0,881	0,78883
Luty - February									
C ₀	324	4	0,1457	0,6273	0,219	19,751	0,00000	1,1581	0,17819
C ₁	321	4	0,0603	0,5236	0,182	8,203	0,00003	0,873	0,80333
A ₁	309	3	0,0212		3535,048	4,855	0,00840		
C ₂	323	3	0,0508	0,5218	0,156	10,147	0,00005	0,885	0,77943
Marzec - March									
C ₀	325	4	0,1995	0,7113	0,220	28,340	0,00000	1,564	0,00255
C ₁	325	4	0,1431	0,6201	0,155	19,424	0,00000	1,104	0,26631
A ₁	314	3	0,0896		3354,071	16,951	0,00000	-0,634	0,00000
C ₂	324	3	0,1067	0,5964	0,161	20,864	0,00000	1,073	0,32962

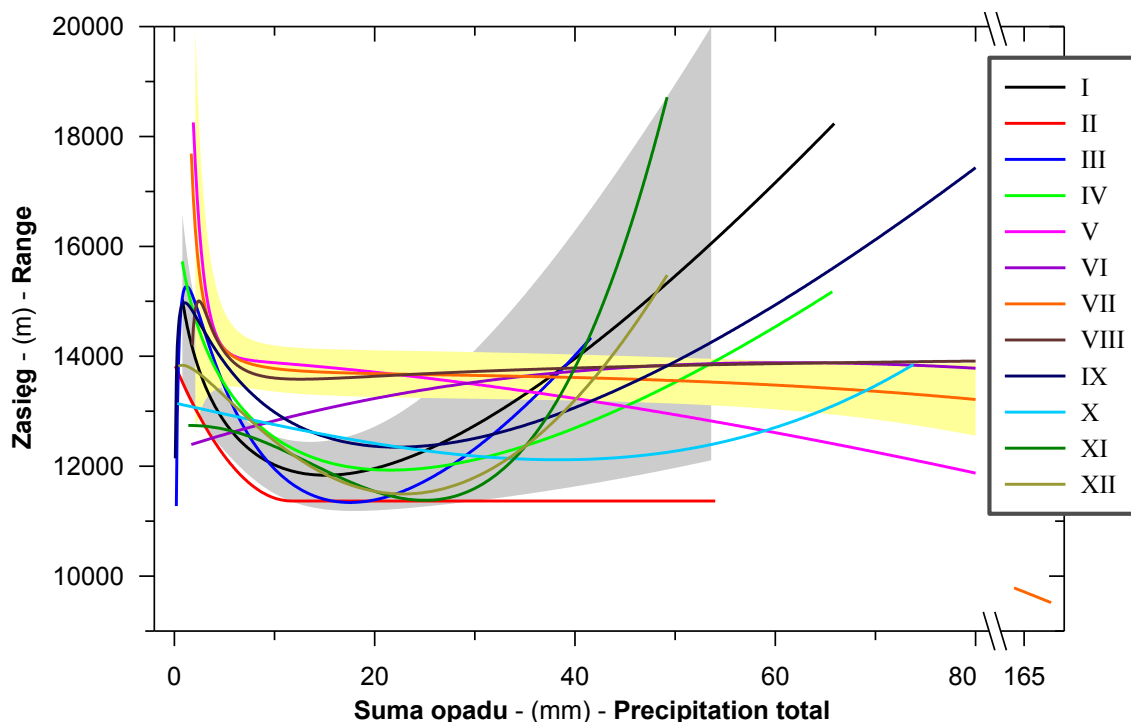
Kwiecień - April									
C ₀	325	4	0,3557	0,8050	0,210	61,139	0,00000	1,601	0,00204
C ₁	321	4	0,1375	0,6419	0,139	18,394	0,00000	0,971	0,57642
A ₁	316	3	0,0326	-0,8727	3528,558	6,837	0,00124	-0,347	0,00000
C ₂	322	3	0,1863	0,4913	0,146	38,355	0,00000	0,407	1,00000
Maj - May									
C ₀	322	3	0,2962	0,8342	0,206	69,277	0,00000	1,339	0,05284
C ₁	323	4	0,1574	0,8028	0,141	21,448	0,00000	1,345	0,04997
A ₁	316	3	0,0109		3680,230	3,243	0,04037	-0,225	0,00000
C ₂	323	3	0,1012	0,7655	0,160	19,684	0,00000	1,146	0,22701
Czerwiec - June									
C ₀	325	3	0,2518	0,8732	0,202	56,184	0,00000	1,794	0,00096
C ₁	323	4	0,0461	0,8196	0,177	6,536	0,00027	1,584	0,00695
A ₁	323	3	0,0018	0,6926	3792,236	1,793	0,16816	0,815	0,88348
C ₂	322	3	0,1532	0,7517	0,146	30,630	0,00000	0,864	0,80268
Lipiec - July									
C ₀	322	4	0,1760	0,8113	0,206	24,257	0,00000	1,005	0,50333
C ₁	324	4	0,0492	0,8038	0,163	6,930	0,00016	1,139	0,25732
A ₁	319	3	0,0035	0,8284	3643,931	2,066	0,12835	1,427	0,03706
C ₂	322	3	0,0918	0,8102	0,152	17,776	0,00000	1,150	0,24036
Sierpień - August									
C ₀	323	3	0,1625	0,8617	0,216	32,847	0,00000	1,399	0,04826
C ₁	325	3	0,1674	0,8446	0,169	34,187	0,00000	1,218	0,16309
A ₁	323	3	0,0000	0,7485	3884,089	0,420	0,65733	0,830	0,84660
C ₂	321	3	0,1527	0,8375	0,158	30,427	0,00000	1,197	0,18586
Wrzesień - September									
C ₀	324	3	0,1417	0,7820	0,201	28,260	0,00000	1,351	0,04295
C ₁	321	3	0,0337	0,7491	0,160	7,096	0,00097	1,291	0,07376
A ₁	319	3	0,0251	0,7295	3877,011	5,617	0,00401	1,190	0,16280
C ₂	321	3	0,2235	0,7489	0,160	47,700	0,00000	0,947	0,63409
Październik - October									
C ₀	325	3	0,0794	0,7176	0,247	15,517	0,00000	1,222	0,11745
C ₁	324	3	0,2238	0,7238	0,156	48,208	0,00000	0,983	0,54809
A ₁	314	3	0,0000		3755,738	1,011	0,36489	-0,383	0,00000
C ₂	323	2	0,0856	0,6603	0,160	32,243	0,00000	0,922	0,69374
Listopad - November									
C ₀	322	3	0,1660	0,6377	0,219	33,562	0,00000	0,952	0,62452
C ₁	322	3	0,2651	0,6807	0,145	59,594	0,00000	0,976	0,56291
A ₁	316	3	0,0199	-0,5382	3636,159	4,712	0,00963	-0,276	0,00000
C ₂	323	2	0,0943	0,6180	0,160	35,636	0,00000	1,023	0,44721
Grudzień - December									
C ₀	322	2	0,2255	0,6215	0,218	95,752	0,00000	0,889	0,77123
C ₁	325	3	0,0667	0,6288	0,181	13,118	0,00000	1,268	0,06829
A ₁	316	3	0,0285		3719,956	10,792	0,00002	-1,269	0,00000
C ₂	323	3	0,1281	0,6455	0,139	25,224	0,00000	1,221	0,10632



Ryc. 106. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji drugiej składowej modeli struktury przestrzennej kodowanych danych MSDO dla poszczególnych miesięcy zilustrowana za pomocą funkcji wielomianowych. Dla stycznia i lipca zaznaczono 95% przedział ufności funkcji.

Wariancja drugiej składowej jest zróżnicowana sezonowo przede wszystkim przy średnich i wysokich MSDO – powyżej 10 mm na dobę (ryc. 106). Przebieg funkcji w 9 przypadkach na 12 jest podobny: paraboliczny wzrost do maksimum, a później liniowy lub wykładniczy spadek. Różnią je gradienty zmian i położenie maksimum. Trzy wyjątki charakteryzujące się konsekwentnym spadkiem C_2 wraz z wysokością opadu to wrzesień, październik i listopad. Najniższe maksimum wariancji drugiej składowej (ok. 0,22) występujące przy relatywnie niskich opadach (3-10 mm) jest charakterystyczne dla miesięcy zimowych (grudzień – luty). Także dość wysoki jest w tym okresie roku gradient spadku przy wyższych opadach – w grudniu przy opadach nieco powyżej 30 mm udział C_2 jest już zerowy. W kolejnych miesiącach – marcu, kwietniu i maju – maksima wariancji składowej drugiej rosną do poziomu około 0,32 i przesuwają się w kierunku wyższych opadów – wynoszących około 15 mm. Miesiące letnie odróżniają się od nich przede wszystkim znacznie mniejszym gradientem spadku C_2 przy wysokich MSDO. Na przykład w lipcu udział C_2 jest przy opadach rzędu 60 mm na dobę dwukrotnie wyższy niż w maju, mimo że maksima w obu tych miesiącach są zbliżone. Największa amplituda w tym zakresie, bo przekraczająca 300%, jest między styczniem a sierpniem dla MSDO wynoszących około 20 mm. Wszystkie równania regresji C_2 dla poszczególnych miesięcy względem wysokości opadów są bardzo wysoko

istotne statystycznie ($p < 0,00001$). Mniej jest też w wypadku tego parametru istotnych statystyk *Lack Fit*.



Ryc. 107. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność zasięgu pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej kodowanych danych MSDO dla poszczególnych miesięcy zilustrowana za pomocą funkcji wielomianowych. Dla stycznia i lipca zaznaczono 95% przedział ufności funkcji.

Najbardziej zróżnicowany obraz, jeśli chodzi o jakość modeli regresyjnych, dotyczy zmienności w poszczególnych miesiącach zasięgu pierwszej składowej (A_1), w relacji do bezwzględnej wysokości opadów (ryc. 107). Dla marca i grudnia są one bowiem wysoko istotne ($p < 0,0001$), latem i w październiku żadnej zależności nie stwierdzono. W pozostałych miesiącach obraz jest mocno zmienny, generalnie jednak między listopadem a kwietniem zróżnicowanie A_1 jest statystycznie potwierdzone, a w ciepłym półroczu – odrzucone. Od reguły tej wyjątkiem jest jedynie wrzesień. Abstrahując od mało wiarygodnych fragmentów wykresów funkcji przy skrajnie niskich opadach, na rycinie (ryc. 107) widoczne są dwa główne typy relacji. Pierwszy to układ paraboliczny z minimum wynoszącym około 11,5 km przy MSDO rzędu 15-30 mm i dłuższymi zasięgami A_1 przy niższych i wyższych opadach. Do grupy tej należą miesiące od listopada do kwietnia. Drugi typ obejmuje okres od maja do sierpnia. Przeciętny zasięg pierwszej składowej jest bardzo mało zróżnicowany i wynosi 13-14 km. Wrzesień i październik mają charakter przejściowy.

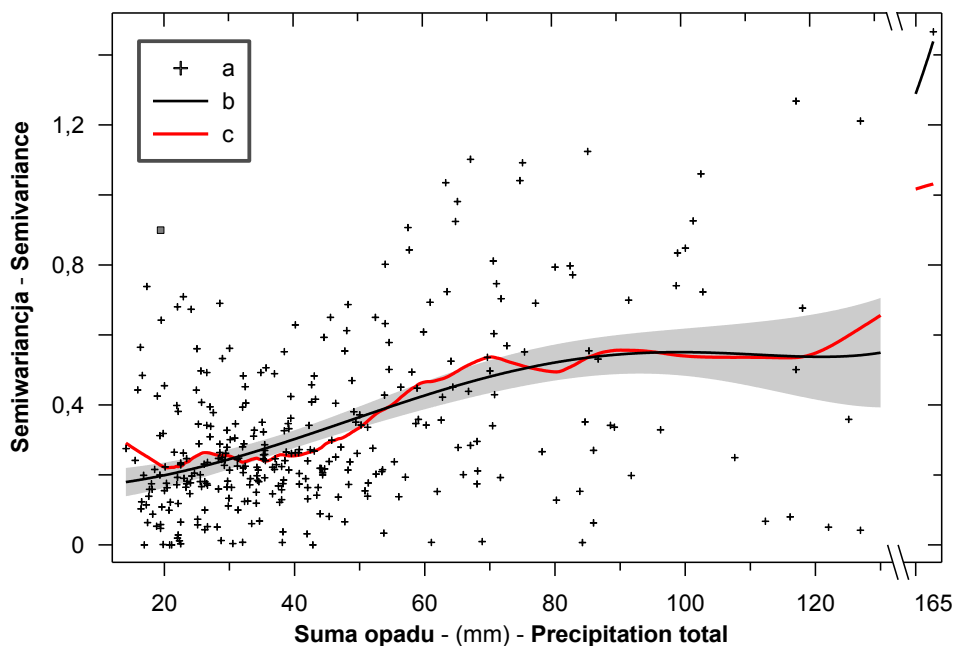
VII.7. Zróźnicowanie zależne od bezwzględnej wysokości opadu – lata

Do analizy relacji parametrów modeli struktury przestrzennej rocznych MSDO w odniesieniu do bezwzględnej wysokości opadów użyto identycznych metod (ryc. 108-111, tab.21). Dane te są, można powiedzieć, bardziej „jednorodne” niż cały zbiór dla miesięcy, bo uzyskane modele regresji są lepiej do nich dopasowane. Ogólne prawidłowości się raczej powtarzają, choć odmienne są nieco proporcje.

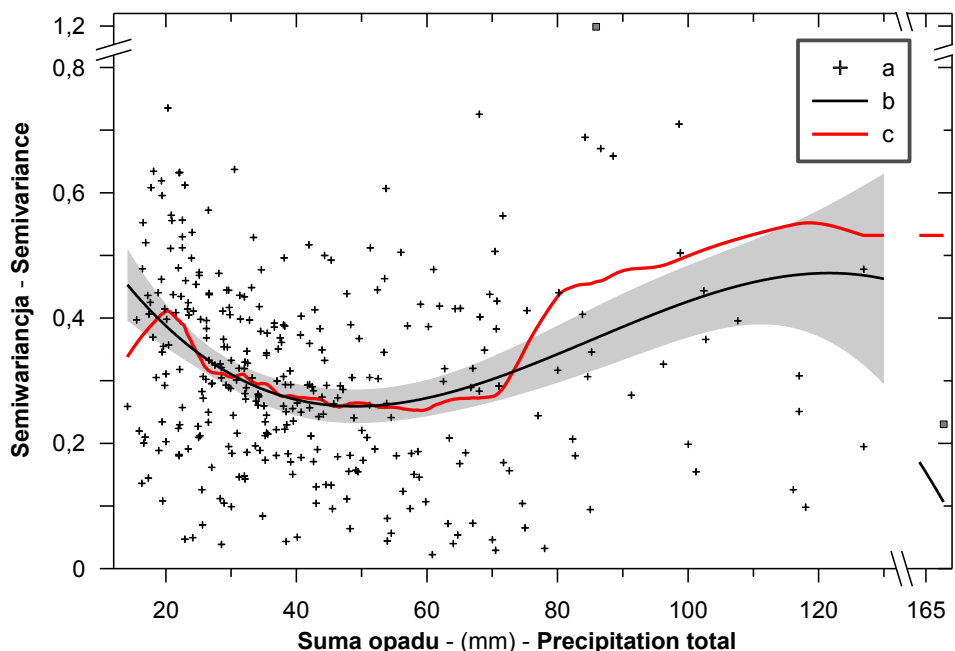
„Wyjściowy” poziom semiwariancji nuggetowej (C_0 , ryc. 108) jest wyraźnie niższy niż w przypadku danych miesięcznych (ryc. 100). Wynosi bowiem jedynie 0,18, podczas gdy poprzednio było to 0,26. Przyczyną jest najprawdopodobniej brak opadów półrocza zimowego w zbiorze rocznych MSDO. Model globalny pokazuje konsekwentny wzrost wartości C_0 aż do opadów rzędu 90-100 mm na dobę, a później stabilizację na poziomie około 0,54. Przy miesięcznych MSDO to *plateau* pojawiało się już przy sumach około 50 mm. Brak jest w globalnym modelu dla danych rocznych również początkowego odcinka względnie stałych wartości C_0 przy niskich opadach. Zaznacza się jedynie nieco mniejszy gradient wzrostu w przedziale do 30 mm sum dobowych opadów. Na uwagę zasługuje jednak fakt sporych rozbieżności między modelami lokalnym i globalnym. Ten pierwszy wskazuje ponownie na wyraźnie większe błędy przy skrajnie niskich opadach oraz na względnie stały poziom C_0 do opadów rzędu 40 mm na dobę. Również „stały” poziom wariancji nuggetowej jest w modelu Loess osiągany przy wyraźnie niższej wartości MSDO, bo wynoszącej około 70 mm. Wartość ta jest istotna także z innego względu. Przy tym poziomie opadów chmura punktów na wykresie dzieli się bowiem wyraźnie na dwoje. Może to sugerować, że wysokie opady o różnej genezie odróżniają się mocno wielkością błędu pomiarowego, najprawdopodobniej ze względu na prędkość wiatru. Trzeba wyraźnie zaznaczyć, że omówione wyżej większe, niż to było w przypadku danych miesięcznych, rozbieżności między modelem lokalnym a globalnym nie wynikają bynajmniej z prostszej formy matematycznej tego drugiego.

Generalny przebieg zmienności wariancji składowej pierwszej (C_1) modeli rocznych MSDO względem do wysokości opadów jest bardzo zbliżony do opisywanego dla danych miesięcznych (por. ryc. 109 i 101). Podobna jest także amplituda funkcji regresji. Najważniejsza różnica dotyczy lokalizacji jej minimum. Poprzednio mieściło się ono przy opadach rzędu 10-15 mm – przy rocznych MSDO występuje po przekroczeniu granicy około 50 mm na dobę. Zwraca uwagę także duża rozbieżność modelu lokalnego i globalnego przy

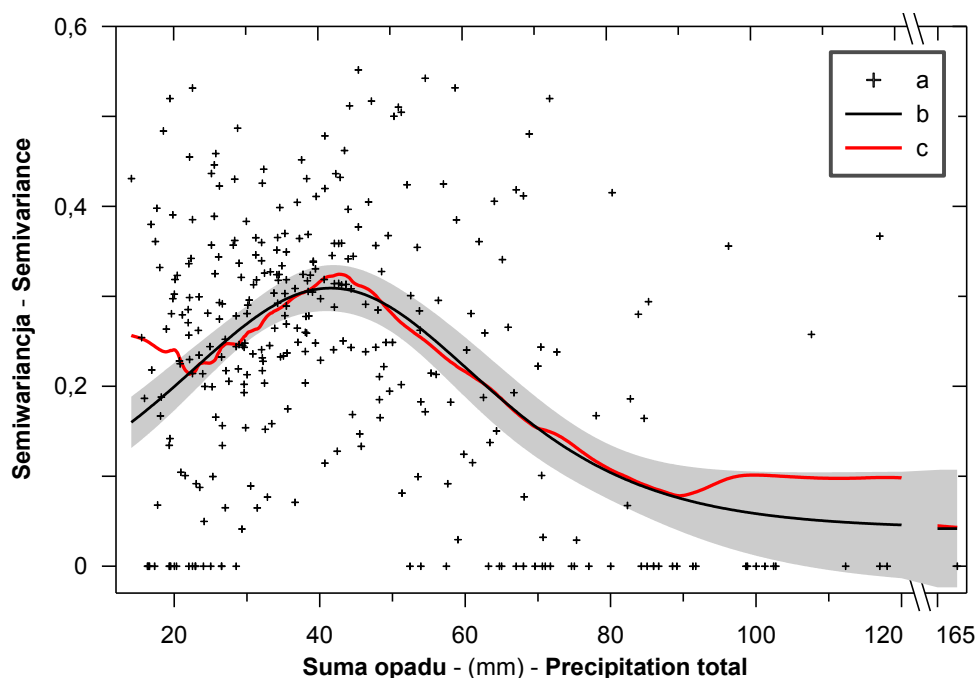
opadach większych od 70 mm. Może to być jednak artefakt wynikający z małej reprezentatywności próby najwyższych sum dobowych.



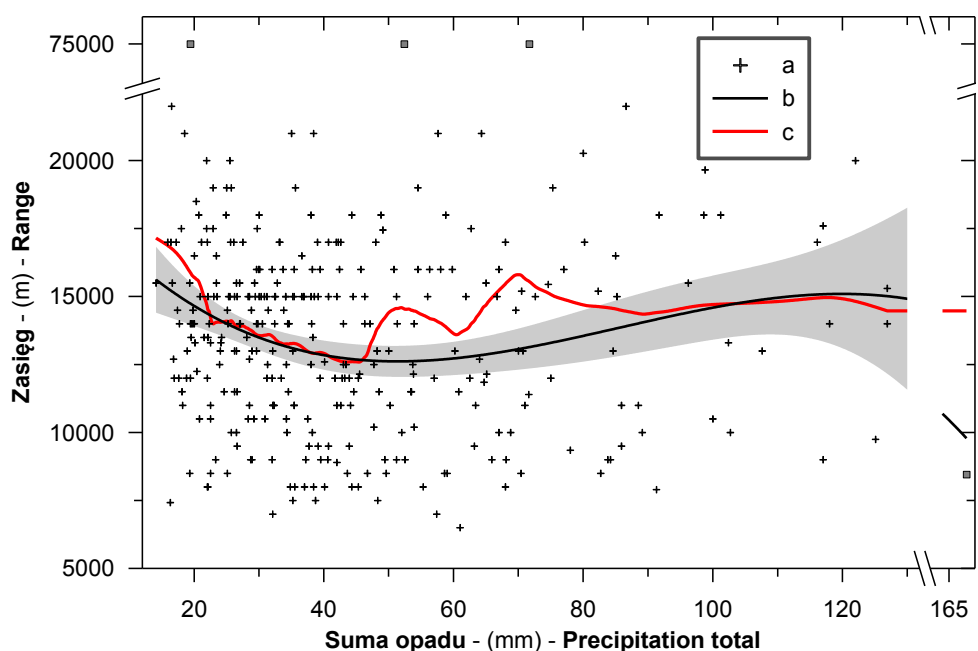
Ryc. 108. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji nuggetowej modeli struktury przestrzennej rocznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 20% wygładzania). Z obliczeń usunięto jeden najbardziej odstający wynik zaznaczony innym symbolem niż pozostałe dane.



Ryc. 109. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej rocznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 20% wygładzania). Z obliczeń usunięto 4 najbardziej odstające wyniki. Dwa z nich widoczne na wykresie zaznaczono innym symbolem niż pozostałe dane.



Ryc. 110. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność wariancji pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej rocznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 20% wygładzania). Z obliczeń usunięto 3 najbardziej odstające wyniki. Żaden z nich nie został uwidoczniiony na wykresie.



Ryc. 111. Zależna od bezwzględnej wysokości opadu zmienność zasięgu pierwszej składowej modeli struktury przestrzennej rocznych kodowanych danych MSDO: a – dane, b – krzywa regresji wielomianowej z zaznaczeniem 95% przedziału ufności, c – rozkład danych wygładzony za pomocą funkcji sklepanych (Loess, B-spline rzędu 3, 20% wygładzania). Z obliczeń usunięto 5 najbardziej odstających wyników. Cztery z nich widoczne na wykresie zaznaczono innym symbolem niż pozostałe dane.

Zdecydowanie bardziej „wyrazista”, niż było to przy danych miesięcznych, jest wywołana wysokością opadów, zmienność wariancji składowej drugiej (C_2 , ryc. 110). Jest to efektem znacznie większej amplitudy funkcji regresji, podczas gdy jej generalny układ pozostaje podobny. C_2 rośnie od wartości 0,16 przy najniższych rocznych MSDO do poziomu około 0,31 przy opadach przekraczających 40 mm na dobę, a później wykładniczo maleje prawie do zera przy opadach najwyższych. Maksimum funkcji jest zatem w stosunku do danych miesięcznych przesunięte w kierunku znacznie wyższych sum dobowych. Na uwagę zasługuje fakt, że przy najniższych rocznych MSDO (do 22 mm na dobę), model lokalny sugeruje spadek, a nie wzrost udziału C_2 . Danych w tym zakresie wielkości rocznych MSDO jest jednak stosunkowo mało i wykazują one tak duży rozrzut, że może być to jedynie artefakt numeryczny.

Podobnie, jak to miało miejsce przy danych miesięcznych, mało „wyraźna” jest zmienność zasięgu pierwszej składowej (A_1 , ryc. 111). Największy zasięg (średnio ok. 15,6 km) mają MSDO o najniższych sumach. Maleje on wraz ze wzrostem opadów do około 12,6 km przy sumach dobowych przekraczających 50 mm. Przy wyższych MSDO funkcja zaczyna rosnać i osiąga poziom około 15 km, gdy opady są większe od 120 mm. Podobnie jednak, jak było to w przypadku wariancji nuggetowej od poziomu 70 mm, zaznacza się także dwudzielność chmury punktów na wykresie. Ogólny rozrzut punktów jest jednak tak duży, że może być to zupełnie przypadkowe.

VII.8. Zmienność wieloletnia

Jak poprzednio, do oceny możliwości wystąpienia wieloletniego trendu analizowanych parametrów struktury przestrzennej MSDO użyto zmodyfikowanego testu Manna-Kendalla (Hirsch i in. 1982, Libiseller i Grimvall 2002). Może on uwzględniać zróżnicowanie w danych pochodzące aż z trzech źródeł: sezonu, punktu pomiarowego i stanowiska (ang. *season, plot, site*). Przy obliczeniach testu dla miesięcznych kodowanych MSDO oprócz ujęcia cykliczności (miesiąc), dołączono hipotezę o potencjalnie również odmiennych trendach dla opadów o różnej wielkości (percentyl). Umownie przypisano temu czynnikowi rolę różnych punktów pomiarowych (*plot*).

Na podstawie ogólnego testu (tzw. *combined test*, tab. 23) dla parametrów modeli miesięcznych jedynie dla wariancji składowej pierwszej (C_1) zidentyfikowano istotny statystycznie ($p = 0,03$) trend malejący. Pozostałe parametry nie wykazują w analizowanym

25 leciu kierunkowych tendencji o charakterze liniowym. Jest to zatem wynik odmienny od uzyskanego dla danych znormalizowanych (tab. 12), gdzie wysoko istotny trend malejący ($p = 0,001$) stwierdzono dla wariacji nuggetowej, a istotny ($p = 0,026$) dla C_2 . Być może dodatkowa zmienność wprowadzona poprzez podział na klasy wysokości opadu skutecznie „zamaskowała” te relacje.

Oprócz globalnego testu uzyskano również wyniki 624 testów cząstkowych (4 parametry \times 12 miesięcy \times 13 wartości progowych). Zamieszczenie ich wszystkich w postaci tabelarycznej jest oczywiście niemożliwe, ze względu na objętość. Tylko w 36 przypadkach uzyskano statystyki testu istotne na poziomie $p < 0,05$. Zakładając czysto losowy rozrzut wyników, można by takich wartości oczekiwać w 31 przypadkach. Jak można się było zatem spodziewać, różnica ta (36 w stosunku do 31) okazała się w teście Chi-kwadrat nieistotna. Podobne rezultaty uzyskano w odniesieniu do trzech z czterech analizowanych parametrów: A_1 , C_1 i C_2 . Częstość wyników istotnych na poziomie $p < 0,05$ w odniesieniu do C_0 – 18 na 156 – przekraczała o ponad 100% losową normę, a test Chi-kwadrat wykazał, że możliwość uzyskania przypadkowo takiego wyniku wynosi nie więcej niż 4 na 100. Zwraca uwagę również fakt, że w 11 z owych 18 sytuacji, kiedy trend wariacji nuggetowej jest istotny, dotyczy to skrajnych percentyli (1, 5 i 10 oraz 90, 95 i 99), a wśród nich 9 wskazuje na tendencję rosnącą. Są to jednak wszystko wyniki „balansujące” na granicy względnej statystycznej istotności i nie powinno się do nich przykładać przesadnego znaczenia. Stanowią one raczej inspirację do dalszych studiów z wykorzystaniem bardziej kompletnego zbioru danych sum dobowych opadów z dłuższego wielolecia.

Tabela 23. Ogólny wynik testu Manna-Kendalla na obecność liniowego trendu parametrów struktury przestrzennej miesięcznych kodowanych MSDO.

Parametr Parameter	n n	Stat. testu Test stat.	Odch. Std. Std. Dev.	Stat. MK MK stat.	Poziom p p -value
C_0	3900	-470	1266,516	-0,3711	0,7106
C_1	3900	-1864	862,181	-2,1620	0,0306
C_2	3900	-98	1075,226	-0,0911	0,9274
A_1	3900	2333	1570,444	1,4856	0,1374

Dla danych rocznych MSDO test ogólny nie wykazał obecności istotnego statystycznie na poziomie $\alpha = 0,05$ trendu w odniesieniu do żadnego parametru (tab. 24). Proporcje wielkości statystyki M-K są dla nich jednakże podobne do tych, jaki stwierdzono względem danych

miesięcznych. Najbliżej granicy istotności była zatem wariancja pierwszej składowej ($p = 0,0817$).

Tabela 24. Ogólny wynik testu Manna-Kendalla na obecność liniowego trendu parametrów struktury przestrzennej rocznych kodowanych MSDO.

Parametr Parameter	n n	Stat. testu Test stat.	Odch. Std. Std. Dev.	Stat. MK MK stat.	Poziom p p -value
C ₀	325	165	207,9303	0,7935	0,4275
C ₁	325	-352	202,1781	-1,7410	0,0817
C ₂	325	-21	208,3995	-0,1008	0,9197
A ₁	325	59	251,3172	0,2348	0,8144

VII.9. Podsumowanie rozdziału

- Analizę zmienności struktury miesięcznych i rocznych MSDO w zależności od wysokości opadów przeprowadzono za pomocą semiwariogramów danych kodowanych. Dla każdego zbioru danych, na podstawie dystrybuanty empirycznej, wyznaczono 13 wartości progowych: 1, 5, 10, 20, ..., 90, 95 i 99 percentyl. Obliczenia wykonywano dla 15 odstępów po 2,5 km każdy. W sumie obliczono i wymodelowano 4225 semiwarogramów (325 zbiorów danych \times 13 wartości progowych).
- Do modelowania semiwariancji danych kodowanych używano czterech modeli elementarnych: nuggetowego, sferycznego, wykładniczego i gaussowskiego. Składową pierwszą miesięcznych MSDO w 89,2% przypadków przedstawiano używając modelu sferycznego, w 5,7% - wykładniczego i 5,1% - gaussowskiego.
- Zastosowanie modeli elementarnych użytych do dopasowania składowej pierwszej miesięcznych MSDO wykazuje istotną regularność zarówno w odniesieniu do sezonu, jak i względnej wysokości opadu.
- W okresie zimowo-wiosennym w opadach o charakterze lokalnym dominują powtarzalne zasięgi. Powierzchnie komórek opadowych są zatem względnie zbliżone. W czerwcu i lipcu spektrum rozmiarów komórek opadowych ulega poszerzeniu, częściej wykazując charakter losowy.
- Niskie MSDO charakteryzują się częstszą frekwencją występowania wyjątkowo niewielkiej zmienności (modele o parabolicznym początku) na krótkich dystansach. Udział takich sum dobowych bardzo spada przy opadach powyżej 30 percentyla.
- W zbiorze modeli rocznych MSDO powyższych relacji nie stwierdzono, choć proporcje wykorzystania elementarnych struktur są zbliżone.
- Do oceny istotności zróżnicowania standaryzowanych parametrów modeli danych kodowanych wykorzystano wielozmienną analizę wariancji (MANOVA).

- Stwierdzono wysoką istotność różnic osobno w układzie sezonowym i względem względnej wysokości opadu. Kombinacja czynników „pora roku + względna wysokość opadu” na zmienność parametrów modeli wpływu nie miała. Zasięg pierwszej struktury (A_1) nie wykazuje zróżnicowania sezonowego, a jedynie zmienność zależną od względnej wysokości MSDO.
- Cykl zmian sezonowych wariancji nuggetowej (C_0) i wariancji pierwszej składowej (C_1) modeli danych kodowanych był bardzo zbliżony do stwierdzonego dla całych, nie podzielonych na klasy zbiorów miesięcznych MSDO.
- Składowa druga (C_2) ze względu na swój złożony charakter wykazywała bardziej specyficzny charakter zróżnicowania w trakcie roku. Różnice te wydają się być związane ze zmiennością sezonową procesów działających w największej analizowanej skali przestrzennej – określanych jako trend. Wyraźnie zaznacza się względna homogeniczność okresu zimowego. Przejściowy charakter mają marzec i listopad, które różnią się zarówno od grudnia i stycznia, jak i sierpnia oraz września.
- Nie stwierdzono istotnej statystycznie sezonowej zmienności zasięgu pierwszej składowej struktury modeli danych kodowanych (A_1). Była to jedyna wyraźna niezgodność z wynikami uzyskanymi poprzednio w trakcie analizy modeli danych znormalizowanych.
- Najważniejszym wynikiem tego etapu prac było stwierdzenie charakteru zależności parametrów modeli struktury przestrzennej MSDO od względnej i bezwzględnej wysokości opadu. Oprócz zasięgu wszystkie pozostałe analizowane parametry zarówno danych miesięcznych, jak i rocznych wykazywały bardzo istotne zróżnicowanie w klasach wysokości opadu. Większe znaczenie miało tu względna wysokość opadu związana z jej usytuowaniem w ramach dystrybuanty empirycznej.
- Udział wariancji nuggetowej (C_0) modeli danych miesięcznych był najmniejszy przy opadach najniższych, wyraźnie rosnąc od poziomu 30 percentyla.
- Udział wariancji składowej pierwszej (C_1) był najniższy i stały przy opadach lokujących się między 40 a 80 % krzywej rozkładu empirycznego. Ekstremalnie niskie i wysokie MSDO charakteryzowały się podobnym udziałem C_1 .
- Wyraźnie odmienna w stosunku do względnej wysokości opadów była relacja udziału składowej drugiej (C_2). Była ona największa przy niskich i średnich opadach, zmniejszając się wyraźnie powyżej 60 percentyla.
- Amplitudy zróżnicowania w każdym z powyższych przypadków były znacznie większe od 100%. Relacje w zbiorze modeli rocznych MSDO różniły się od omówionych powyżej tylko nieznacznie.
- Istotne statystycznie zróżnicowanie zasięgu pierwszej składowej MSDO stwierdzono jedynie w odniesieniu do względnej sumy opadu i tylko w przypadku danych miesięcznych. Jest on najkrótszy (średnio ok. 13 km) przy sumach zbliżonych do mediany, najdłuższy zaś (średnio 15,5-16,0 km) przy opadach najniższych i bardzo wysokich (1 i 5 oraz 90 i 95 percentyl). Ekstremalnie wydajne opady (99 percentyl) mają zasięg wyraźnie krótszy.

- Relacje parametrów struktury przestrzennej MSDO w odniesieniu do bezwzględnej sumy opadów badano na dwa sposoby: parametryczny i nieparametryczny. W pierwszym podejściu określano je za pomocą funkcji regresji krzywoliniowej. Ze względu jednak na bardzo duży rozrzut danych, uzyskane wyniki nie były w pełni jednoznaczne. Dlatego, dla ich weryfikacji zastosowano także, jak poprzednio, analizę wariancji w odniesieniu do klas wysokości sum opadów.
- W obu analizowanych układach, miesięcznych i rocznych, uzyskano potwierdzenie bardzo wysokiej istotności różnic międzyklasowych ($p < 0,000001$) średnich wartości wariancji poszczególnych składowych (C_0 , C_1 i C_2). W odniesieniu do zasięgu pierwszej składowej (A_1) istotnego zróżnicowania nie stwierdzono.
- Przy sumach dobowych opadów poniżej 7 mm średni poziom wariancji nuggetowej (C_0) jest względnie stały. Przy opadach wyższych, np. przekraczających 50 mm na dobę następuje jej wzrost do maksimum. Największy jego gradient ma miejsce w przedziale 15-25 mm. Zmienność C_0 jest maksymalna w całym zakresie wysokości MSDO.
- Poziom wariancji składowej pierwszej (C_1) jest przy najniższych opadach wysoki. Przy nieco wyższych – w zakresie 10-15 mm – funkcja osiąga minimum. Dalej ma miejsce jej liniowy wzrost, którego gradient zmniejsza się po przekroczeniu sum dobowych wynoszących 50 mm. Maksimum funkcja regresji C_1 względem sum miesięcznych MSDO osiąga przy opadach o wysokości około 110 mm. Zasugerowano, na podstawie charakteru rozrzutu punktów danych, zróżnicowanie struktury przestrzennej najwyższych MSDO w zależności od ich genezy.
- Funkcja regresji C_2 względem wysokości miesięcznych MSDO w klasie opadów najniższych – do 10 mm – nieco rośnie, aby od wymienionej wyżej granicy łagodnie, liniowo spadać.
- Amplituda zmian wartości regresji A_1 względem wysokości miesięcznych MSDO jest niewielka. Wynosi ona bowiem jedynie 1,2 km. Maksimum funkcji sięgające około 13,5 km występuje zarówno przy najniższych sumach opadów (do 2 mm), jak i po przekroczeniu 30 mm. Najmniejszy zasięg pierwsza składowa ma przy opadach dobowych rzędu 15 mm.
- Część obserwowanej zmienności parametrów struktury przestrzennej miesięcznych MSDO w odniesieniu do bezwzględnej wysokości opadu jest efektem, zróżnicowania sezonowego. Jego rozmiar i charakterystykę jakościową zbadano używając funkcji regresji krzywoliniowych do podzbiorów MSDO dla poszczególnych miesięcy.
- Relacja wariancji nuggetowej do wysokości opadów jest silnie zróżnicowana sezonowo. Dla przedziału MSDO 5-20 mm i miesięcy zimowych typowy jest wysoki gradient przyrostu C_0 wraz ze zwiększaniem się opadów. W kolejnych miesiącach wiosennych i letnich do lipca widoczna jest generalna tendencja do zmniejszania się wariancji nuggetowej i mniejszego gradientu jej przyrostu w relacji do sum opadów. Od sierpnia do listopada tendencja jest odwrotna.
- Dla większości miesięcy charakterystyczny jest monotoniczny wzrost wariancji nuggetowej wraz ze wzrostem sumy opadów. Są jednak wyjątki od tej reguły,

kiedy po przekroczeniu pewnej granicy następuje spadek wielkości C_0 . Dla miesięcy zimowych może być to efektem zmiennej proporcji opadów stałych i ciekłych w MSDO w zależności od ich wysokości. W półroczu letnim bardziej prawdopodobną przyczyną może być prędkość wiatru, wpływająca na błąd pomiaru, statystycznie różna przy wysokich opadach o odmiennej genezie.

- Zmienność sezonowa wariancji pierwszej składowej jest jeszcze silniej zarysowana. Wyraźnie odróżniają się trzy grupy miesięcy: styczeń – marzec, październik – grudzień i maj – kwiecień oraz czerwiec – wrzesień.
- Przy niskich MSDO (do 10-15 mm) przebieg funkcji C_1 w pierwszej i drugiej grupie jest podobny: silny spadek wartości. Dalej zaznaczają się już różnice. W miesiącach zimowych minimum C_1 występuje przy sumach dobowych rzędu 8-12 mm. Przy wyższych opadach wariancja pierwszej składowej bardzo szybko rośnie. Jesienią i wiosną minimum funkcji jest „głębsze” i przesunięte w stronę wyższych opadów, a gradient występującego dalej wzrostu C_1 jest niższy. Trzecia wymieniona cecha nie dotyczy listopada i grudnia, które pod tym względem są podobne do miesięcy zimowych.
- Latem zróżnicowanie wielkości wariancji pierwszej składowej jest w porównaniu do pozostałej części roku niewielkie – i prawdopodobnie w dużym stopniu nieistotne statystycznie. Wyraźnie większy jest jednak udział C_1 latem przy niskich opadach (do 15 mm) i niższy przy sumach przekraczających 30-40 mm. Jest to prawdopodobnie skutkiem zmiennej sezonowo proporcji w miesięcznych MSDO krótkodystansowych opadów konwekcyjnych.
- Wariancja drugiej składowej jest zróżnicowana sezonowo przede wszystkim przy średnich i wysokich MSDO – powyżej 10 mm na dobę. Przebieg funkcji w 9 przypadkach na 12 jest podobny: paraboliczny wzrost do maksimum, a później liniowy lub wykładniczy spadek. Różnią je gradienty zmian i położenie maksimum. Trzy wyjątki charakteryzujące się konsekwentnym spadkiem C_2 wraz z wysokością opadu to wrzesień, październik i listopad.
- Najniższe maksimum wariancji drugiej składowej występujące przy relatywnie niskich opadach (3-10 mm) jest charakterystyczne dla miesięcy zimowych (grudzień – luty). Wysoki jest w tym okresie roku także gradient spadku przy wyższych opadach. W kolejnych miesiącach – marcu, kwietniu i maju – maksima wariancji składowej drugiej rosną i przesuwają się w kierunku wyższych opadów – wynoszących około 15 mm. Miesiące letnie odróżniają się od nich przede wszystkim znacznie mniejszym gradientem spadku C_2 przy wysokich MSDO.
- Modele regresyjne zmienności w poszczególnych miesiącach zasięgu pierwszej składowej (A_1), w relacji do bezwzględnej wysokości opadów są dla półroczu letniego nieistotne statystycznie. Widoczne są dwa główne typy relacji. Pierwszy z nich to układ paraboliczny z minimum wynoszącym około 11,5 km przy MSDO rzędu 15-30 mm i dłuższymi zasięgami A_1 przy niższych i wyższych opadach. Do grupy tej należą miesiące od listopada do kwietnia. Drugi typ obejmuje okres od maja do sierpnia. Przeciętny zasięg pierwszej składowej jest bardzo mało zróżnicowany i wynosi 13-14 km. Wrzesień i październik mają charakter przejściowy.
- Do analizy relacji parametrów modeli struktury przestrzennej rocznych MSDO w odniesieniu do bezwzględnej wysokości opadów użyto identycznych metod jak w przypadku danych miesięcznych. Generalnie uzyskane modele regresji są lepiej

dopasowane. Ogólne prawidłowości się powtarzają, choć odmienne są nieco proporcje.

- Minimalny poziom semiwariancji nuggetowej rocznych MSDO jest wyraźnie niższy niż w przypadku danych miesięcznych. Przyczyną jest najprawdopodobniej minimalny udział w analizowanych danych opadów półrocza zimowego. Charakterystyczny układ danych na wykresie daje podstawy do sugestii, że wysokie opady o różnej genezie odróżniają się mocno, ze względu na prędkość wiatru, wielkością błędu pomiarowego.
- Test hipotezy o istnieniu wieloletniego liniowego trendu parametrów struktury przestrzennej kodowanych danych MSDO dał wynik pozytywny jedynie dla wariancji składowej pierwszej ($C_1, p = 0,03$, trend malejący). Pozostałe parametry nie wykazują w analizowanym 25-leciu kierunkowych tendencji o charakterze liniowym. Jest to zatem wynik nieco odmienny od uzyskanego dla danych znormalizowanych. Być może, dodatkowa zmienność wprowadzona poprzez podział na klasy wysokości opadu skutecznie „zamaskowała” niektóre relacje.