

*geostatystyczna analiza obszarowo-czasowa 3D,
modelowanie, szacowanie, prognozowanie,
wariogram izotropowy, wariogram kierunkowy,
kriging zwyczajny blokowy, parametry klimatyczne*

Barbara NAMYSŁOWSKA-WILCZYŃSKA*

MODELOWANIE I PROGNOZOWANIE (3D) WYSOKOŚCI OPADU ATMOSFERYCZNEGO I ZAWARTOŚCI SIARCZANÓW SO_4^{-2} W OPADZIE NA OBSZARZE DORZECZA ŚRODKOWEJ ODRY Z ZASTOSOWANIEM GEOSTATYSTYKI

Przedmiot przestrzennych analiz geostatystycznych stanowiła zmienność wybranych parametrów klimatycznych i środowiskowych, dotyczących opadów atmosferycznych, które wystąpiły na obszarze dorzecza środkowej Odry na przestrzeni lat 1996–2001. Celem tych analiz przeprowadzanych w układzie 3D było oszacowanie i dokonanie prognozy obszarowo-czasowej wartości średnich estymowanych Z^* wysokości opadu h i zanieczyszczenia siarczanami SO_4^{-2} opadów, z rocznym wyprzedzeniem czasowym, tj. do 2002 r. W obliczeniach uwzględniono dane zgromadzone w opracowanych czasowych bazach danych, wraz ze współrzędnymi geograficznymi – szerokością φ° (współrzędna X) i długością λ° (współrzędna Y) oraz współrzędną czasową Z . Dane wejściowe reprezentują wysokości opadów (h – mm) i zawartości siarczanów SO_4^{-2} (mg/dm^3) (zmiennie zregionalizowane), zarejestrowane w opadach atmosferycznych (całkowitych), w 32 stacjach pomiarowo-kontrolnych monitoringu chemizmu opadów, rozmieszczonych na obszarze środkowej Odry.

Przedstawiono rezultaty szacowania zmienności wysokości opadów (h – mm) (sumy miesięczne opadów) i wielkości stężenia zanieczyszczenia opadów siarczanami SO_4^{-2} [mg/dm^3], na podstawie danych reprezentujących średnie miesięczne, obliczone z wykorzystaniem pomiarów wartości tych parametrów, wykonanych w okresie lat 1996–2001. Oba analizowane parametry, tj. wysokość opadów atmosferycznych i zawartość siarczanów SO_4^{-2} wykazywały silne skorelowanie ich wartości w rozważanym okresie 6 lat (współczynnik korelacji liniowej $r = 0,76$). Analizowano izotropowe i kierunkowe (wyznaczone wzdłuż osi czasu Z , w płaszczyźnie prostopadłej do osi X i Y) wariogramy empiryczne tych parametrów. Ich przebiegi aproksymowano teoretycznymi modelami złożonymi, tj. połączeniem kilku podstawowych modeli geostatystycznych. W dalszej kolejności badań wykonano szacowanie w układzie 3D wartości średnich estymowanych Z^* i standardowego odchylenia estymacji σ_k , z użyciem krigingu zwyczajnego i lognormalnego (blokowego). Wysokość plastowania

* Instytut Geotechniki i Hydrotechniki Politechniki Wrocławskiej, Wybrzeże Wyspiańskiego 27, 50-370 Wrocław

(cięcia) wzdłuż osi Z , przyjęta podczas estymacji, wynosiła 1 miesiąc. Uzyskano bazy *danych wyjściowych*, zawierające wyniki estymacji, czyli średnie Z^* i odchylenia σ_k , a także wartości współrzędnych X i Y , obliczone dla centrów bloków siatki elementarnej.

Efektom wykonanych analiz jest stworzenie modelu geostatystycznego 3D zmienności badanych parametrów klimatycznych i środowiskowych, pozwalającego na szczegółową charakterystykę opadów atmosferycznych. Cenną zaletą opracowanego modelu jest możliwość wyznaczenia prognozy wartości średnich Z^* z rocznym wyprzedzeniem czasowym dla przyjętej całej siatki elementarnej, jak też lokalizacji wybranych stacji meteorologicznych. Model ten stwarza możliwość dokładnego prześledzenia przestrzennych zmian wartości rozważanych parametrów, zachodzących równocześnie w obrębie obszaru dorzecza środkowej Odry na przestrzeni lat 1996–2001. Umożliwia on sporządzenie bardzo bogatej dokumentacji map rastrowych rozkładów średnich estymowanych Z^* w takim interwale czasowym, który może być interesujący, tak dla badaczy, jak i praktyków.

1. WPROWADZENIE

W badaniach klimatologicznych na przełomie XX i XXI odnotowuje się znaczny postęp w rozwoju nowych metod badawczych, co wiąże się z przede wszystkim z automatycznym zbieraniem informacji meteorologicznych, a w konsekwencji z powstaniem ogromnych cyfrowych baz danych, które są przetwarzane z zastosowaniem różnych technik [4, 11, 12]. Dane klimatyczne stanowią wartości punktowe dla poszczególnych elementów meteorologicznych, uzyskane w wyniku przeprowadzenia pomiarów wykonanych w stacjach meteorologicznych. Przedstawienie ich przestrzennego rozkładu wymaga zastosowania odpowiednich metod interpolacyjnych, umożliwiających wykonywanie analiz przestrzennych, pozwalających na podstawie danych punktowych wygenerować powierzchnię obrazującą przestrzenną zmienność danego elementu klimatu.

W ostatnich kilkunastu latach można obserwować dynamiczny rozwój Systemu Informacji Geograficznej – GIS (ang. Geographic Information System). Metody GIS są szczególnie przydatne w prowadzeniu różnego rodzaju badań przestrzennych, także klimatologicznych [1]. W Polsce dotychczas nie opracowano Systemu Informacji Geograficznej – Przestrzennej na poziomie topoklimatu, ze względu na dużą zmienność przestrzenną i trudności związane z przeprowadzeniem interpretacji na podstawie pomiarów punktowych, reprezentowanych przez standardowe dane uzyskiwane ze stacji meteorologicznych [1]. Zmienność warunków klimatycznych między stacjami meteorologicznymi ma charakter bardzo złożony. Podczas konstruowania modelu przestrzennego rozkładu podstawowych elementów klimatycznych winny być uwzględniane czynniki topograficzne, czyli rzeźba terenu i wysokość n.p.m., które wraz z warunkami wietrznymi kształtują rozkład opadów i temperatur. Podczas wykonywania obliczeń ważne jest też przyjęcie odpowiednio długich okresów pomiarowych [1].

W krajach europejskich do przeprowadzania analizy przestrzennej zróżnicowania wysokości opadów atmosferycznych stosowano, zarówno metody deterministyczne

(metodę odwróconych odległości ważonych – IDW, wielomianów – globalną – GP, wielomianów – lokalną – LP, radialne funkcje bazowe – RBF), jak i metody geostatystyczne (kriging zwyczajny – OK, kriging prosty – SK, kriging uniwersalny – UK oraz kriging dysjunktywny – DK) [4]. Wśród technik geostatystycznych najczęściej stosowanymi metodami interpolacji były: kriging zwyczajny (Słowenia, Włochy, Norwegia), kriging uniwersalny (Słowenia) i kriging beztrendowy (Austria, Finlandia) [4]. Najlepsze wyniki interpolacji rocznych i sezonowych sum opadów atmosferycznych w skali obszaru Europy uzyskano z zastosowaniem krigingu zwyczajnego. Wydaje się, iż jest to właściwa technika do prezentacji najistotniejszych cech przestrzennej zmienności opadów atmosferycznych, a także innych elementów klimatologicznych, cechujących się dużą zmiennością przestrzenną. Dobre rezultaty interpolacji sum opadowych uzyskano też w przypadku deterministycznych metod RBF (opady roczne i zimowe) i IDW (opady letnie). W przypadku wymienionych metod uzyskano nie różniące się w istotny sposób wartości błędu RMSE – pierwiastek kwadratowy średniego błędu interpolacji (Root Mean Square Prediction Error [4]. Zbliżone wnioski na temat przydatności metod interpolacji opadów podzielił także badacz zajmujący się dorzeczem Wisły [8].

Z przeglądu literatury można wnosić, iż dotychczas najczęściej analizowanym parametrem klimatologicznym była temperatura powietrza – jeden z dwóch przewodnich ciągłych elementów klimatu [10]. Temperatura jest najlepiej rozpoznaną charakterystyką klimatu i należy do stosunkowo prostych zmiennych w analizie przestrzennej, co wynika z ciągłego charakteru rozkładu i stosunkowo dobrze rozpoznanych uwarunkowań środowiskowych. Powoduje to, iż w analizie można wykorzystać wiele dodatkowych zmiennych objaśniających, wpływających na rozkład temperatury. Uzyskane wyniki dotyczące zmian temperatury powietrza w Polsce, w okresie 1951–2003, stanowią dobrą podstawę do prowadzenia prac badawczych, ukierunkowanych na zaproponowanie nowych metod oceny zmienności przestrzennej tego parametru, a w szczególności, zmienności czasowej. Odczuwa się zwłaszcza niedostatek opracowań poświęconych analizie czasowej zmienności temperatury w przestrzeni, a to zagadnienie, jak i całego klimatu, należy do najważniejszych we współczesnej klimatologii.

W literaturze polskiej i zagranicznej istnieje wiele przykładów map prezentujących przestrzenne zróżnicowanie temperatury powietrza, obliczanych w ostatnich latach, najczęściej z wykorzystaniem narzędzi Systemów Informacji Geograficznej GIS [10]. Przy sporządzaniu tych map, szczególnie przydatnych w badaniach przestrzennych, testowano kilka metod: kriging, kriging resztowy, kokriging i metoda regresji wielokrotnej [11]. Okazało się, iż najlepsze wyniki podczas szacowania średniej dobowej temperatury w styczniu i w lipcu, przy danym typie cyrkulacji dla obszaru Polski, uzyskiwano z zastosowaniem takich metod: jak regresja wielokrotna, kokriging i kriging resztowy [11], co zresztą potwierdzają doświadczenia europejskie [12–14].

Analiza danych reprezentujących zbiór średnich miesięcznych temperatur powietrza z 213 stacji synoptycznych i posterunków klimatologicznych z terenu całej Polski oraz z przygranicznych obszarów krajów sąsiednich dla okresu lat 1951–2003, wyka-

zała, iż przy sporządzaniu map rozkładu tego parametru dla poszczególnych miesięcy i lat kriging resztowy (residual kriging) jest najbardziej efektywną techniką. Natomiast finalną interpolację wartości resztowych (z modelu regresyjnego) wykonuje się za pomocą krigingu zwyczajnego. Możliwe staje się wyznaczenie wartości temperatury powietrza w określonych – zadanych punktach węzłowych siatki regularnej. W rezultacie uzyskano pliki danych z wartościami średnimi temperatury powietrza (czasowe szeregi) w *gridach* („*klimatologia gridowa*”, *wywodząca się z meteorologii*) dla obszaru całej Polski, co umożliwia przeprowadzenie szczegółowej analizy czasowej. *Podejście gridowe* stosuje się obecnie w różnych dyscyplinach naukowych, staje się wręcz koniecznością w związku z wykorzystywaniem w badaniach coraz zasobniejszych baz danych, zawierających rzeczywiste dane pomiarowe. W dalszej kolejności wykonywania analiz przestrzennych badania mogą być prowadzone na podstawie sztucznie wygenerowanych *danych gridowych*.

Drugim przewodnim elementem klimatu jest opad atmosferyczny. W klimatologii najczęściej operuje się sumami opadów, wyznaczanymi przeważnie dla doby, miesięcy i poszczególnych sezonów. Z uwagi na nieciągły charakter tego elementu, jak i bardzo dużą jego zmienność przestrzenną i czasową opady atmosferyczne uważane są za jedne z najtrudniejszych wielkości do dokonywania analiz przestrzennych. Z przeglądu literatury wynika, iż tą problematyką zajmowano się znacznie rzadziej niż temperaturą powietrza, a jeśli tak, to opracowania dotyczyły znacznie większych skal przestrzennych niż obszar Europy i innych skal czasowych [8, 9].

Przykłady obliczeniowe, napotymane w literaturze polskiej i zagranicznej wskazują, iż w klimatologii dotychczas nie wypracowano jednej uniwersalnej metody spacji (spatialization), czy też zwykłej interpolacji, która może być stosowana, w odniesieniu do wszystkich elementów klimatu, a nawet do tego samego elementu, jednak analizowanego w różnych skalach, zarówno przestrzennych, jak i czasowych [11]. Prawie każdy element klimatu, a także skala przestrzenna i czasowa wymagają indywidualnego podejścia badawczego, z wykorzystaniem różnych metod. W przypadku sum miesięcznych i sezonowych opadów atmosferycznych trudno wskazać na najlepsze metody specjalizacji, przy czym najdokładniejsze wyniki osiągnęto z użyciem metod IDW i krigingu resztowego [11].

Szerokie, interesujące możliwości wygenerowania powierzchni przedstawiających przestrzenną zmienność danego elementu klimatu stwarzają metody geostatystyczne, reprezentujące gałąź statystyki stosowanej, również często określane w literaturze jako metody analizy przestrzennej, stosowane już od kilkudziesięciu lat w krajach wysoko rozwiniętych, m. in. w Naukach o Ziemi i górnictwie, a w ostatnich kilkunastu latach, także w badaniach środowiskowych i wielu innych dyscyplinach naukowych [2, 5, 6, 12–14]. Narzędzia wykorzystywane do wykonywania geostatystycznych analiz przestrzennych danych stanowią bogatą propozycję badawczą, zawartą w różnych pakietach Systemów Informacji Geograficznej GIS [4].

W niniejszej pracy przedmiot geostatystycznych analiz przestrzennych stanowiła zmienność wybranych parametrów, tj. pola opadów atmosferycznych, ich wysokości,

które wystąpiły na obszarze dorzecza środkowej Odry na przestrzeni lat 1996–2001, a jednocześnie stężenia zanieczyszczenia opadów siarczanami SO_4^{-2} [7]. Opady atmosferyczne mają nieciągły charakter w porównaniu z innymi elementami klimatu, a ponadto cechują się największym zróżnicowaniem przestrzennym i czasowym. Wykazują one silne związki z lokalnymi warunkami środowiska geograficznego, jak na przykład z rzeźbą terenu – wysokością nad poziomem morza, nachyleniem stoków etc.

Celem analiz geostatystycznych, przeprowadzonych w układzie 3D, z zastosowaniem funkcji wariogramu – izotropowego i kierunkowego oraz krigingu zwyczajnego blokowego było modelowanie wysokości opadów atmosferycznych i stężenia ich zanieczyszczenia siarczanami (anion SO_4^{-2}) w okresie lat 1996–2001, oszacowanie średnich estymowanych Z^* i standardowego odchylenia estymacji σ_k oraz próba dokonania prognozy przestrzenno-czasowej tych parametrów, z rocznym wyprzedzeniem czasowym – do 2002 r., z uwzględnieniem przestrzennej siatki elementarnej, a następnie w lokalizacjach wybranych stacji opadowych. Analizy przestrzenne wykonano na podstawie danych reprezentujących średnie miesięczne sumy opadów i stężenia ich zanieczyszczenia siarczanami SO_4^{-2} , zebranych w 32 stacjach meteorologicznych, z uwzględnieniem oryginalnych wartości pomiarów tych parametrów, wykonanych dla poszczególnych lat 1996–2001.

W obliczeniach geostatystycznych wykorzystano zawartość baz danych (klimatycznych i środowiskowych), związanych z obszarem dorzecza środkowej Odry, opracowanych dla okresu lat 1996–2001, co umożliwiło przeprowadzenie analiz (3D) zmienności obszarowo-czasowej rozważanych parametrów dla poszczególnych lat.

Ocenie poddano dane dotyczące wybranego parametru klimatycznego i parametru środowiskowego, pochodzące z okresu sześciu lat, który z całą pewnością, należy uznać za zbyt krótki, aby ujawnić i dokładnie scharakteryzować istniejące tendencje zmian wartości tych parametrów. Jednakże intencją Autorki było przetestowanie metodyki badawczej, związanej z niektórymi metodami geostatystycznymi oraz zaproponowanie jej do celów dokonywania oszacowań i prognoz obszarowo-czasowych w układzie 3D parametrów klimatycznych i środowiskowych, z rocznym wyprzedzeniem czasowym, pokazanie etapów tworzenia prognozy, a w konsekwencji zademonstrowanie zalet tych metod.

Autorka wyraża bardzo serdeczne podziękowanie Instytutowi Meteorologii i Gospodarki Wodnej – Oddział we Wrocławiu za udostępnienie różnorodnych danych dotyczących opadów atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry, wykorzystanych w badaniach geostatystycznych.

2. ZAKRES BADAŃ

Opracowano bazy oryginalnych (wejściowych) danych klimatycznych i środowiskowych w układzie 3D, zawierające również współrzędne geograficzne – szerokość geograficzną φ° i długość geograficzną λ° . Dane te reprezentują wysokości (wielkości) opadów

atmosferycznych, mianowicie sumy miesięczne opadów i wielkości stężeń różnych zanieczyszczeń (mg/dm^3) w opadach (całkowitych), zarejestrowanych w 32 stacjach pomiarowo-kontrolnych monitoringu chemizmu opadów, rozmieszczonych stosunkowo równomiernie na obszarze dorzecza środkowej Odry (rys. 1). Są to posterunki opadowe, stanowiące średnie pole opadowe na tym obszarze. Równomierne rozmieszczenie punktów pomiarowych ma istotny wpływ na rezultaty wykonywanych analiz przestrzennych.



Rys. 1. Rozmieszczenie stacji meteorologicznych na obszarze dorzecza środkowej Odry

W bazach danych zgromadzono różnorodne dane dotyczące wykonanych pomiarów, mianowicie wysokości opadów atmosferycznych [h – mm], rzędnej wysokościowej terenu H_s (m n.p.m.), a także wielkości różnych stężeń zanieczyszczeń w opadach, tj. zawartości siarczanów SO_4^{2-} [mg/dm^3], azotynów i azotanów $\text{N}(\text{NO}_2 + \text{NO}_3)$ [mg/dm^3], ołowiu Pb [mg/dm^3] i cynku Zn [mg/dm^3].

Analizy statystyczne i geostatystyczne wykonano z wykorzystaniem wybranych programów obliczeniowych, zawartych w pakiecie oprogramowania ISATIS – wersja 8.0.3 (Geovariances & Ecole Des Mines de Paris w Avon Cedex, France) (Isatis 2001), zakupionego przez Instytut Geotechniki i Hydrotechniki Politechniki Wrocławskiej.*

* ISATIS, Isatis Software Manual, Geovariances & Ecole des Mines de Paris, January 2001, Cedex France, p. 531

3. OCENA PODSTAWOWYCH STATYSTYK

W celu ogólnego scharakteryzowania wewnętrznej struktury danych reprezentujących wysokości opadów atmosferycznych h i ich zanieczyszczenie siarczanami SO_4^{-2} w opadzie poddano je wstępnej ocenie podstawowych statystyk. Wyniki oszacowania wartości parametrów statystycznych zestawiono poniżej.

Uzyskane współczynniki zmienności V : wysokości opadów h – 80,77% i zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach – 73,49% świadczą o dużym zróżnicowaniu wartości badanych parametrów w okresie lat: 1996–2001. Współczynniki skośności (asymetrii) tych parametrów wskazują na występowanie dodatniej skośności histogramu rozkładów, szczególnie zaznaczającej się w przypadku rozkładu zawartości siarczanów SO_4^{-2} ($g_1 - 3,86$), odznaczającego się wyraźną asymetrią prawostronną. Rozkład tego parametru wykazuje dużą wysmukłość (większa wartość współczynnika spłaszczenia $g_2 - 28,94$). Tymczasem skośność dodatnia rozkładu wysokości opadu h jest mniejsza ($g_1 - 2,71$) i cechuje się on mniejszą smukłością ($g_2 - 16,82$). Najlepsze dopasowanie rozkładów empirycznych rozważanych parametrów uzyskuje się za pomocą rozkładu logarytmno-normalnego.

Parametry stanowiące przedmiot analiz geostatystycznych, czyli wysokość opadów atmosferycznych h i zanieczyszczenie opadów siarczanami SO_4^{-2} , pomierzone w rozważanym okresie sześciu lat (1996–2001), wykazują silne skorelowanie ich wartości, osiągając współczynnik korelacji liniowej r , wynoszący 0,76.

Oszacowanie podstawowych parametrów statystycznych

Wysokość opadów atmosferycznych h	Zawartość siarczanów SO_4^{-2} w opadach
liczebność danych – 1944	liczebność danych – 1860
wartość minimalna $x - 2$ [mm]	wartość minimalna $x - 0,55$ [mg/dm ³]
wartość maksymalna $x - 520,2$ [mm]	wartość maksymalna $x - 29,06$ [mg/dm ³]
średnia $x - 60,41$ [mm]	średnia $x - 3,25$ [mg/dm ³]
standardowe odchylenie $s - 48,44$ [mm]	standardowe odchylenie $s - 2,39$ mg/dm ³
współczynnik zmienności $V - 80,19$ [%]	współczynnik zmienności $V - 73,50$ [%]
współczynnik skośności $g_1 - 2,71$	współczynnik skośności $g_1 - 3,86$
współczynnik spłaszczenia $g_2 - 16,82$	współczynnik spłaszczenia $g_2 - 28,94$

4. ANALIZA WARIOGRAMÓW

Badania geostatystyczne zmienności wysokości opadów atmosferycznych h i zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach, wykonano na podstawie danych oryginalnych, pochodzących z obserwacji, jak też danych przekształconych na logarytmy naturalne (\ln), w przypadku ich przekroczenia granicznej wartości współczynnika skośności, wynoszącej 3 (dla zawartości siarczanów $\text{SO}_4^{-2} - 3,86$).

Stosując funkcję wariogramu obliczono wariogramy empiryczne: izotropowe i kierunkowe (obliczone wzdłuż osi czasu Z , w płaszczyźnie prostopadłej do osi X i Y) rozważanych parametrów. Przebiegi wariogramów empirycznych aproksymowano teoretycznymi modelami złożonymi, tj. połączeniem kilku podstawowych modeli geostatystycznych.

Do aproksymacji przebiegów wariogramów empirycznych rozważanych parametrów analitycznymi funkcjami teoretycznymi zastosowano procedurę kross-walidacji (*cross-validation*), z wykorzystaniem krigingu zwyczajnego (punktowego). Wyniki obliczeń związanych z kross-walidacją świadczą o tym, iż przyjęte modele geostatystyczne właściwie odwzorowują ich przebiegi.

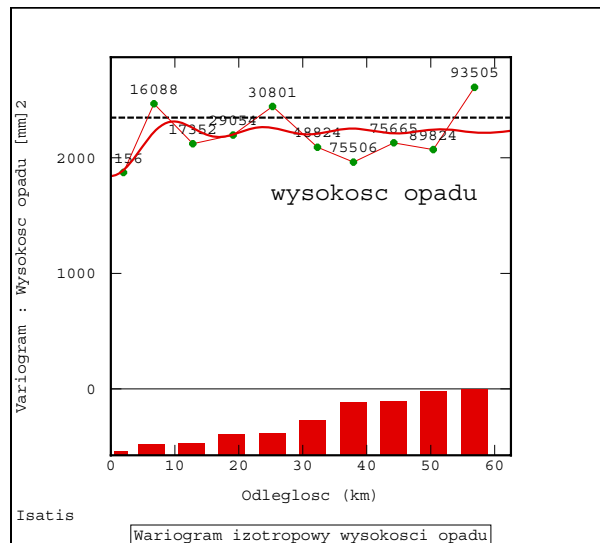
4.1. WYSOKOŚĆ OPADÓW ATMOSFERYCZNYCH

Dwa rodzaje wariogramów – izotropowy (rys. 2) i kierunkowy, obliczony wzdłuż osi czasu Z (rys. 3), pokazują dużą zmienność wysokości opadów h , ujawniającą się, zarówno w rozpatrywanym obszarze dorzecza środkowej Odry (rys. 2), jak też w analizowanym okresie czasu sześciu lat (rys. 2). W obu przypadkach zwraca uwagę wysoki udział składnika losowego, reprezentującego efekt samorodków C_0 (tabela 1), co świadczy o gwałtownych zmianach wysokości opadów na obszarze dorzecza Odry i w czasie. Przebieg wariogramu izotropowego z zasięgiem oddziaływania a , wynoszącym 45 km, obrazuje wyraźne okresowe zmiany wysokości opadów h , dlatego do jego modelowania zastosowano m.in. model sinusoidalny (rys. 2) (tabela 1).

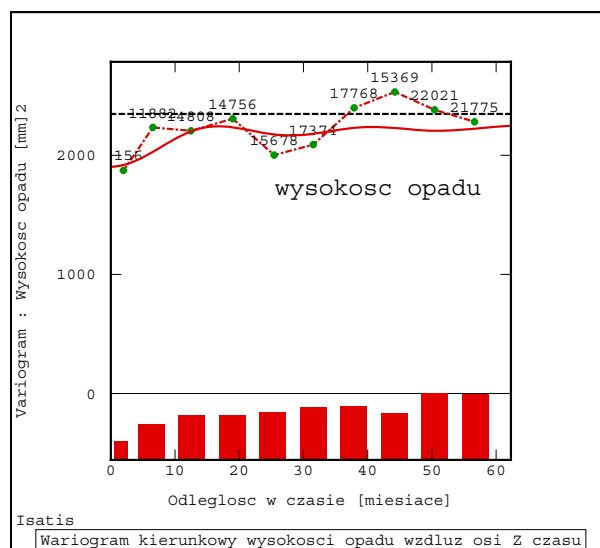
Tabela 1. Zestawienie wartości parametrów geostatystycznych modeli wariogramów wysokości opadów atmosferycznych h – dorzecze środkowej Odry (lata 1996–2001)

Typ wariogramu	Efekt samorodków C_0 [mm] ²	Cząstkowa wariancja progowa C' [mm] ²	Całkowita wariancja progowa C [mm] ²	Zasięg oddziaływania a	Podstawowe struktury modelu
izotropowy	1842,53	387,43	2229,96	44,62 [km]	sinusoidalny, efekt samorodków
kierunkowy (wzdłuż osi czasu Z)	1790,49	92,28 449,17	2331,94	97,25 77,10 [miesiące]	sferyczny, sinusoidalny, efekt samorodków

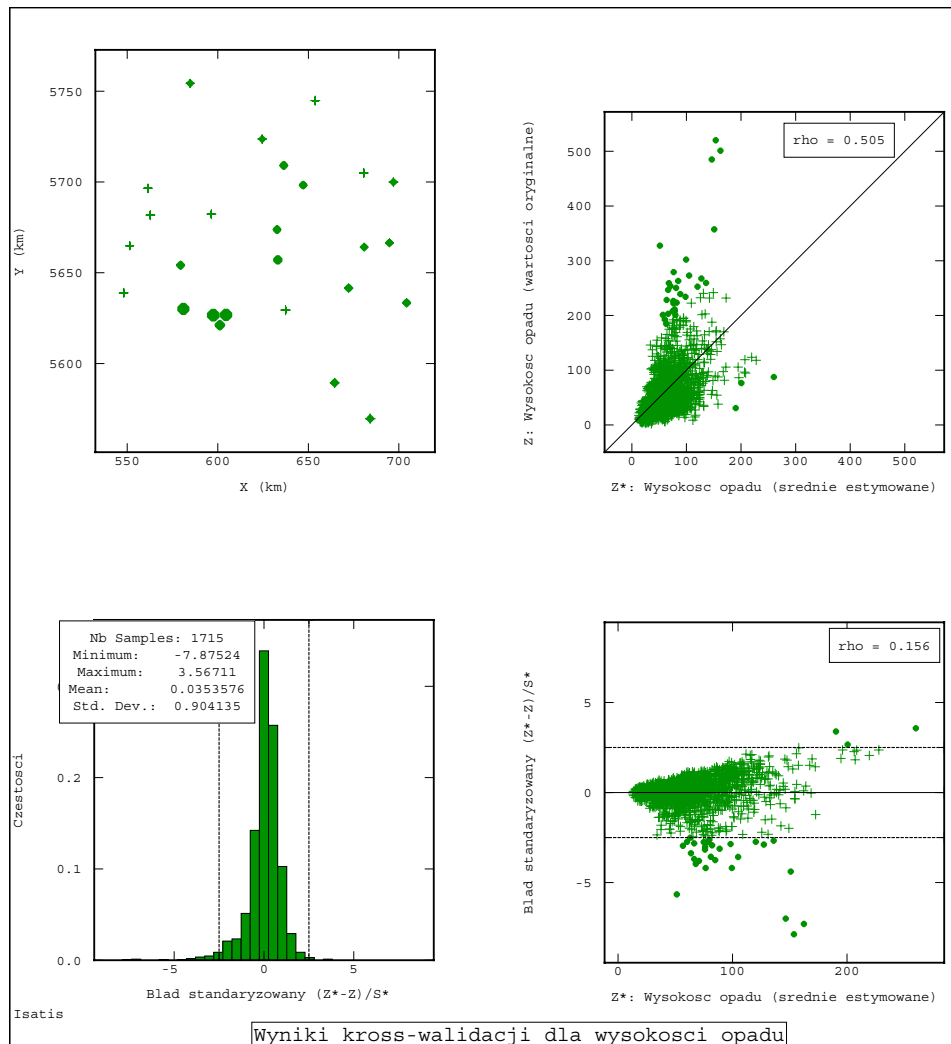
Tymczasem w przebiegu wariogramu kierunkowego można dopatrzeć się bardzo słabego wznoszącego trendu zmian zaznaczających się wzdłuż badanych lat (rys. 3). Wariancja progowa C osiąga tutaj nieco większą wartość niż na wariogramie izotropowym (rys. 2, tabela 1). Przyjęte struktury modelowe wariogramu kierunkowego wskazują na występowanie skorelowania (parametr a) wysokości opadów h , związanego z dystansem czasowym, w granicach od 6,5–8 lat (tabela 1).



Rys. 2. Wariogram izotropowy wysokości opadów atmosferycznych h na obszarze dorzecza środkowej Odry, z dopasowanym modelem teoretycznym, w $[mm]^2$



Rys. 3. Wariogram kierunkowy (wzdłuż osi czasu Z) wysokości opadów atmosferycznych h na obszarze dorzecza środkowej Odry, z dopasowanym modelem teoretycznym, w $[mm]^2$



Rys. 3a. Wyniki kross-walidacji dla geostatystycznego modelu wariogramu kierunkowego (wzdłuż osi czasu Z) wysokości opadów atmosferycznych h [mm] – kriging zwyczajny punktowy: mapa bazowa pomiarów wysokości opadu atmosferycznego (oryginalnej zmiennej Z) w stacjach meteorologicznych; wykres zależności rzeczywistych wartości Z i średnich estymowanych Z^* wysokości opadu; histogram rozkładu wartości błędu standaryzowanego $(Z^* - Z)/S^*$ wysokości opadu; wykres zależności wartości błędu standaryzowanego $(Z^* - Z)/S^*$ i średnich estymowanych Z^* wysokości opadu

Obliczenia związane z kross-walidacją (rys. 3a) wykonano za pomocą krigingu zwyczajnego (punktowego), z przyjęciem *ruchowego* „sąsiedztwa” krigingowego, czyli *obszaru wyszukiwania próbek*. Założono *obszar wyszukiwania próbek* o kształcie okręgu z promieniami: mniejszym (1 wariant obliczeń) i większym (2 wariant obliczeń) niż zasięg

oddziaływania a wariogramu kierunkowego, wynoszące odpowiednio 33,25 km i 110 km. Okręg podzielono na 8 sektorów kątowych, a podczas wykonywania estymacji średnich Z^* i standardowego odchylenia estymacji σ_k przyjęto, iż minimalna liczba próbek wynosi 4, zaś optymalna w danym sektorze – 3 próbki. Podczas szacowania wartości Z^* i σ_k w danej lokalizacji wykorzystywano każdorazowo łącznie 24 próbki.

Przy założeniu krótszego zasięgu oddziaływania a (33,25 km) wariogramu kierunkowego wysokości opadu atmosferycznego h współczynnik korelacji liniowej r między wartościami oryginalnymi Z i średnimi estymowanymi Z^* wynosił 0,50 (rys. 3a). Gdy przyjmowano znacznie dłuższy zasięg a wariogramu (110 km) współczynnik r osiągał trochę większą wartość 0,54.

W procedurze związanej z wykonywaniem kross-walidacji, jeśli uwzględniamy całkowitą liczebność danych (dane „testowe” – *test data*, $N = 1715$) dotyczących wysokości opadu atmosferycznego h dla dorzecza środkowej Odry, wariancja błędu standaryzowanego nie przekracza wartości wzorcowej 1 (rys. 3a). Gdy natomiast w obliczeniach łączano dane „mocne” – *robust data* ($N = 1682$), uzyskane po wyeliminowaniu *danych odbiegających (odstających)*, wariancja błędu standaryzowanego zmniejszyła się do 0,64.

W sytuacji przeprowadzania kross-walidacji z uwzględnieniem znacznie większego zasięgu oddziaływania a (110 km) wariogramu kierunkowego, liczebność danych „mocnych” (*robust data*) wynosiła $N = 1672$, zaś wariancja błędu standaryzowanego była nieco mniejsza – 0,58, w porównaniu z wynikami poprzednich obliczeń.

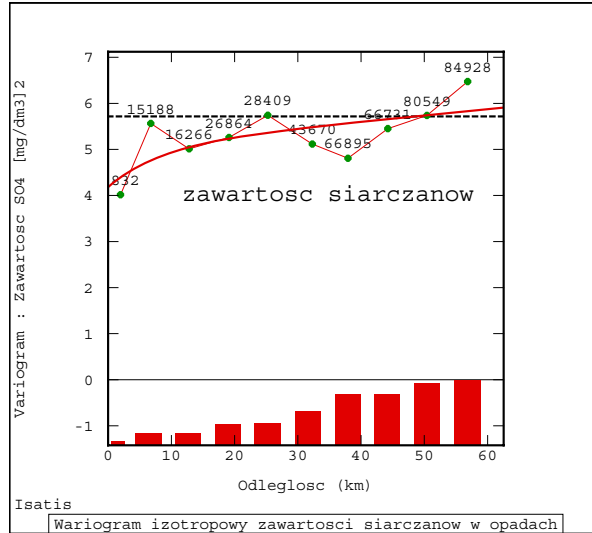
4.2. ZAWARTOŚĆ SIARCZANÓW SO_4^{-2} W OPADACH ATMOSFERYCZNYCH

W przebiegu wariogramu izotropowego zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach stwierdzono bardzo duży udział składowej losowej – efektu samorodków C_0 w całkowitej zmienności tego parametru, wyrażonej przez wariancję progową C (rys. 4) (tabela 2). Ponadto zasięg oddziaływania a izotropowego wariogramu zawartości siarczanów SO_4^{-2} jest prawie dwukrotnie mniejszy – 25 km (rys. 4) (tabela 2) niż stwierdzony na izotropowym wariogramie wysokości opadu (rys. 2) (tabela 1). Wzajemne skorelowanie wartości tego pierwszego parametru zaznacza się na znacznym krótszym dystansie odległościowym. Świadczy to o znacznie większej lokalnej zmienności siarczanów SO_4^{-2} , w porównaniu ze zmianami wysokości opadów na rozpatrywanym obszarze.

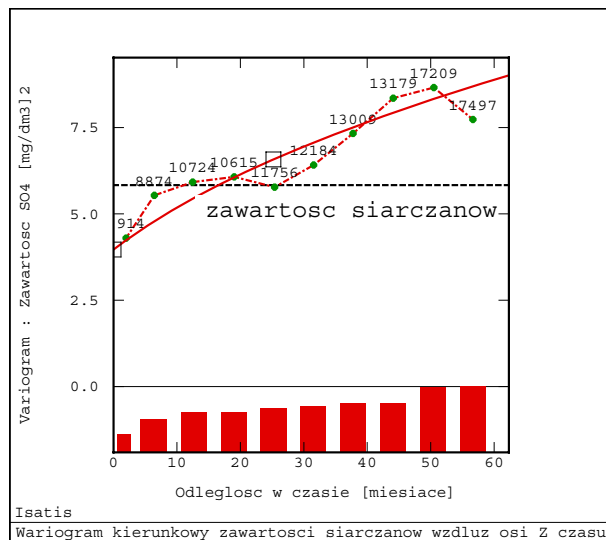
Kierunkowy wariogram zawartości siarczanów w opadach ujawnia bardzo wyraźny trend zmienności o charakterze zwiększającym (rys. 5). Zróżnicowanie tego parametru ujawnia się znacznie silniej niż obserwowano na wariogramie izotropowym (rys. 4). Zasięg oddziaływania a kierunkowego wariogramu zawartości SO_4^{-2} jest wyraźnie krótszy, w granicach: od 3,5–7 lat (rys. 5) (tabela 2), w porównaniu do zaznaczającego się na kierunkowym wariogramie wysokości opadu (rys. 3) (tabela 1). Natomiast kierunkowy wariogram zawartości siarczanów, obliczony na podstawie danych (ln), wskazuje na jeszcze krótszy zasięg a , tj. w granicach od 2–4 lat (rys. 6) (tabela 2).

Należy podkreślić wyraźnie mniejszy udział składowej losowej C_0 w przebiegu wariogramu kierunkowego (rys. 5–6), w porównaniu z przebiegiem wariogramu izotropowego, gdzie ten udział jest duży (rys. 4) (tabela 2).

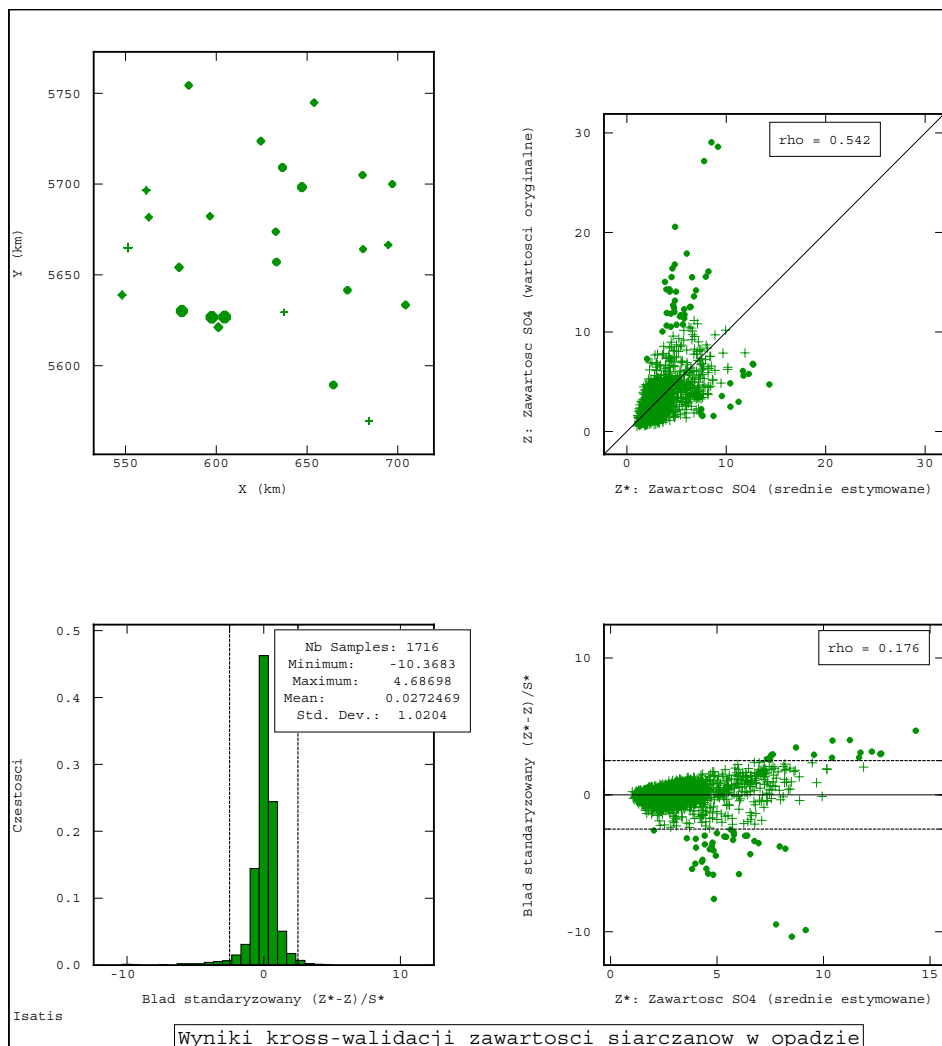
Okazuje się, iż w przypadku zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadzie znacznie silniejsze zmiany występują w obrębie analizowanego obszaru dorzecza Odry niż w czasie.



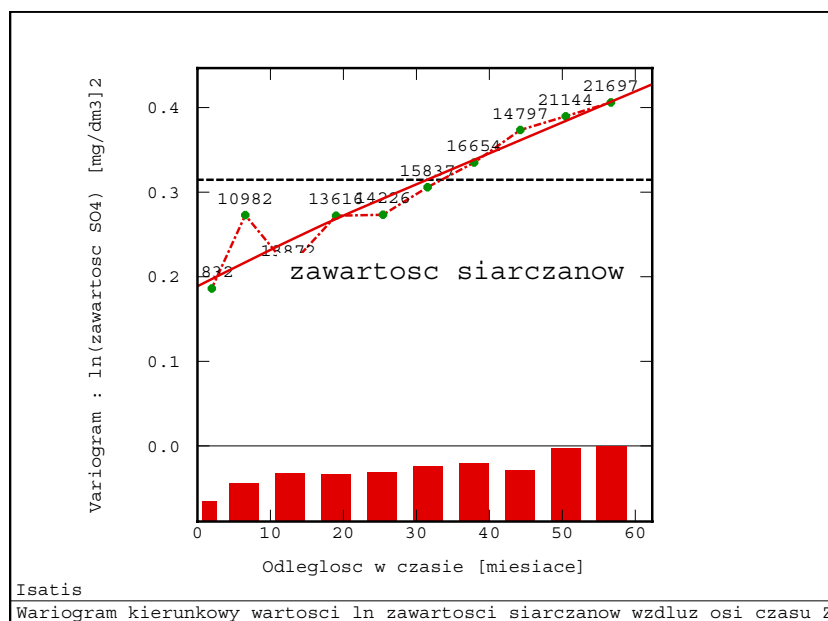
Rys. 4. Wariogram izotropowy zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry, z dopasowanym modelem teoretycznym, w $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$



Rys. 5. Wariogram kierunkowy (wzdłuż osi czasu Z) zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry, z dopasowanym modelem teoretycznym, w $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$



Rys. 5a. Wyniki kross-walidacji dla geostatystycznego modelu wariogramu kierunkowego (wzdłuż osi czasu Z) zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm^3] w opadach atmosferycznych – kriging zwyczajny punktowy: mapa bazowa oznaczeń zawartości SO_4^{-2} (oryginalnej zmiennej Z) w opadach atmosferycznych w stacjach meteorologicznych; wykres zależności rzeczywistych wartości Z i średnich estymowanych Z^* zawartości SO_4^{-2} w opadach; histogram rozkładu wartości błędu standaryzowanego $(Z^*-Z)/S^*$ zawartości SO_4^{-2} w opadach; wykres zależności wartości błędu standaryzowanego $(Z^*-Z)/S^*$ i średnich estymowanych Z^* zawartości SO_4^{-2} w opadach



Rys. 6. Wariogram kierunkowy (wzdłuż osi czasu Z) wartości zlogarytmowanych (ln) zawartości siarczanów SO_4^{2-} w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry, w $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$

Tabela 2. Zestawienie wartości parametrów geostatystycznych modeli wariogramów zawartości siarczanów SO_4^{2-} w opadach atmosferycznych – dorzecze środkowej Odry (lata 1996–2001)

	Efekt samorodków C_0 $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$	Częstkowa wariacja progowa C' $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$	Całkowita wariacja progowa C $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$	Zasięg oddziaływania a	Podstawowe struktury modelu
izotropowy	4,18	0,89 0,34	5,41	25,24 25,24 [km]	wykładniczy, liniowy, efekt samorodków
kierunkowy (wzdłuż osi czasu Z)	4,08	2,18 8,82	15,08	83,88 43,11 [miesiące]	wykładniczy, Bessel J, efekt samorodków
kierunkowy wzdłuż osi czasu Z (na podstawie wartości ln)	0,19	0,01 0,20	0,40	23,25 53,67 [miesiące]	sferyczny, liniowy, efekt samorodków

W obliczeniach związanych z procedurą kross-walidacji (rys. 5a), z przyjęciem zasięgu oddziaływania a (33,25 km) wariogramu kierunkowego, gdy uwzględniano całkowitą liczebność danych (dane „testowe” – *test data*, $N = 1716$), wariancja błędu standaryzowanego osiągała wartość 1,04, a więc w zasadzie wzorcową. Gdy w obliczeniach wzięto pod uwagę dane „mocne” – *robust data* ($N = 1664$), które uzyskano po wyeliminowaniu *danych odbiegających*, wariancja błędu standaryzowanego zmniejszyła się aż do 0,44. Uwzględnienie dłuższego zasięgu a wynoszącego 110 km nie zmieniło tych rezultatów, zaś wariancja błędu standaryzowanego wynosiła 1.

Podczas przeprowadzania kross-walidacji, z uwzględnieniem znacznie większego zasięgu a (110 km) wariogramu kierunkowego, liczebność danych „mocnych” (*robust data*) wynosiła $N = 1672$, zaś wariancja błędu standaryzowanego była nieco mniejsza – 0,58, w porównaniu z poprzednimi wynikami obliczeń.

Przy przyjęciu krótszego zasięgu oddziaływania a (33,25 km) wariogramu kierunkowego zawartości SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych h dla dorzecza środkowej Odry współczynnik korelacji liniowej r między wartościami oryginalnymi Z i średnimi estymowanymi Z^* wynosił 0,54 (rys. 3a i rys. 5a). Jeśli przyjmowano znacznie dłuższy zasięg a (110 km) współczynnik r osiągał nieco większą wartość, tj. 0,57.

Kształty korelacyjnych wykresów, czyli chmur wartości rzeczywistych Z i średnich estymowanych Z^* , ich skupienia wokół linii regresji Z/Z^* wysokości opadu atmosferycznego (rys. 3a) i zawartości SO_4^{-2} w opadzie (rys. 5a) wskazują na pewne niedoszacowanie wartości Z^* , co uwidacznia się szczególnie w przypadku wartości odbiegających (odstających).

Histogramy wartości błędów standaryzowanych pokazują niewielką skłonność do lewostronnej skośności ujemnej (rys. 3a i rys. 5a). Niższym średnim estymowanym Z^* , zwłaszcza w odniesieniu do wartości odbiegających, odpowiadają błędy standaryzowane, częściej wykraczające poza przyjęty przedział dotyczący standaryzowanego cięcia (+2,5–2,5), w rozważanym przypadku wartość – 2,5 (rys. 3a i rys. 5a).

5. REZULTATY ESTYMACJI

W II etapie badań geostatystycznych zastosowano procedurę krigingu zwyczajnego (blokowego). W układzie 3D wykonano szacowanie średnich estymowanych Z^* i standardowego odchylenia estymacji σ_k , z użyciem krigingu zwyczajnego i krigingu lognormalnego, w modyfikacji blokowej. W obliczeniach krigingowych przyjęto przestrzenną siatkę elementarną o wymiarach bloku elementarnego: 5 km \times 5 km \times 1 miesiąc. Całkowita liczba węzłów sieciowych, uwzględnionych w estymacji wynosiła 144 648 (42 wzdłuż osi X , 42 wzdłuż osi Y i 82 wzdłuż osi Z).

Wykonano *estymacje – oszacowania obszarowo-czasowe*. Obliczenia krigingowe zostały przeprowadzone z uwzględnieniem wartości parametrów geostatystycznych modeli wariogramów kierunkowych, obliczonych wzdłuż osi czasu Z – dla okresu lat

1996–2001 (wysokość opadów – *model sinusoidalny i model sferyczny, z efektem samorodków i zawartość siarczanów SO_4^{-2} w opadach – model wykładniczy i model J. Bessela, z efektem samorodków*).

W rezultacie tych obliczeń otrzymano *nowe bazy danych (wyjściowych)*, zawierające 144648 wartości współrzędnych X , Y i Z dla węzłów sieciowych, 144648 średnich estymowanych Z^* i 144648 odchyłeń estymacji σ_k , oszacowanych dla centrów bloków przyjętej siatki elementarnej. Wygenerowano potężne pliki *danych gridowych*, świetnie nadające się do analizy zmienności czasowej. *Dane gridowe* mogą zostać poddane dalszemu przetwarzaniu. Stanowią one podstawę tzw. *klimatologii gridowej* [10]. Jakość i jednorodność *danych gridowych* zależą od dokładności użytej techniki estymacyjnej – krigingowej, jak też od charakteru rozważanej zmiennej.

Sporządzono *mapy rastrowe rozkładów średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych i zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach dla wybranych miesięcy – lipca, sierpnia i października w okresie lat: 1996–2001*. Mapy te przedstawiono poniżej w podrozdziałach 5.1. i 5.2. Wykonano oszacowania zmienności średnich Z^* w obrębie rozpatrywanego obszaru dorzecza środkowej Odry i w czasie w poszczególnych latach: 1996–2001, a następnie wyznaczono prognozy wartości Z^* rozważanych parametrów dla 2002 roku.

5.1. REZULTATY ESTYMACJI WYSOKOŚCI OPADÓW ATMOSFERYCZNYCH

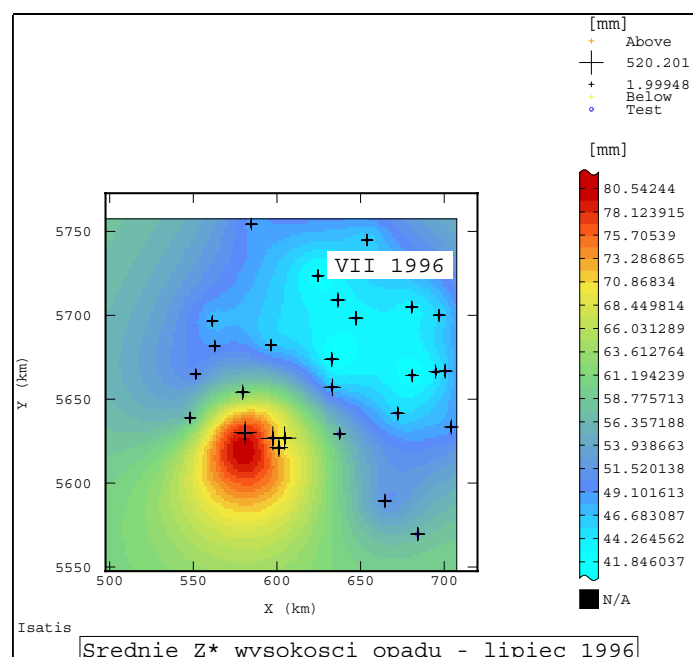
Wyniki szacowania średnich Z^* wysokości opadów atmosferycznych h w węzłach przestrzennej siatki elementarnej

Zakres uzyskanych wartości współczynników zmienności V średnich estymowanych Z^* i wartości standardowego odchylenia estymacji σ_k świadczy o małej zmienności wartości obu parametrów geostatystycznych (tabela 3). Z tego względu przeprowadzoną estymację średnich Z^* wysokości opadów w 144648 węzłach sieciowych przyjętej siatki elementarnej należałoby uznać za wiarygodną („pewną”).

Tabela 3. Globalne statystyki wartości parametrów geostatystycznych wysokości opadów atmosferycznych h w węzłach przestrzennej siatki elementarnej (kriging zwyczajny blokowy) – dorzecze środkowej Odry (lata 1996–2001)

Parametr geostatystyczny	Liczba węzłów sieciowych n	Minimalna wartość estymowana X_{\min} [mm]	Maksymalna wartość estymowana X_{\max} [mm]	Wartość średnia X [mm]	Odchylenie standardowe S [mm]	Współczynnik zmienności V [%]
wartość średnia estymowana Z^*	144648	40,30	118,98	59,62	11,46	19,22
standardowe odchylenie estymacji σ_k	144648	7,29	19,84	15,27	2,85	18,66

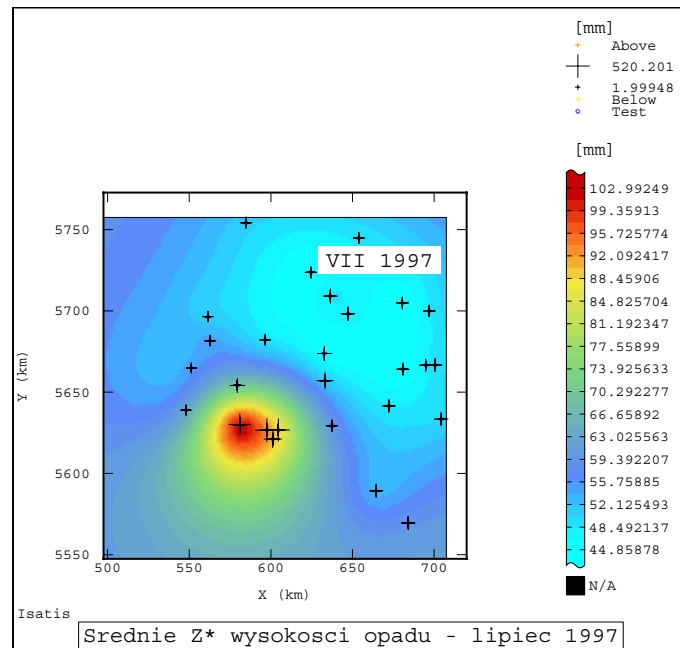
Na mapie przedstawiającej rezultaty estymacji dla lipca 1996 r. zaznaczają się wyraźnie dwa większe podobszary poziomu wysokości opadów (rys. 7). Jeden podobszar o kształcie owalnym cechuje się wysokimi średnimi Z^* wysokości opadów (75,70–80,54 mm), przechodzącymi stopniowo w strefę o niższych średnich Z^* . Jest on związany z takimi miejscowościami, jak Karpacz, Przesieka, Śnieżka i Jakuszyce. Dla drugiego podobszaru uzyskano najniższe średnie Z^* wysokości opadów (41,84–46,68 mm). Jego granice wytyczają Brzezie, Wrocław, Legnica, Głogów, Leszno (rys. 7). Pomiędzy tymi podobszarami przebiega pas o pośrednich wysokościach Z^* opadów, w granicach od 49,10–53,94 mm (Bolesławów, Kłodzko, Wiązów, Sobótka, Jawor, Tomaszów Górny) (rys. 7).



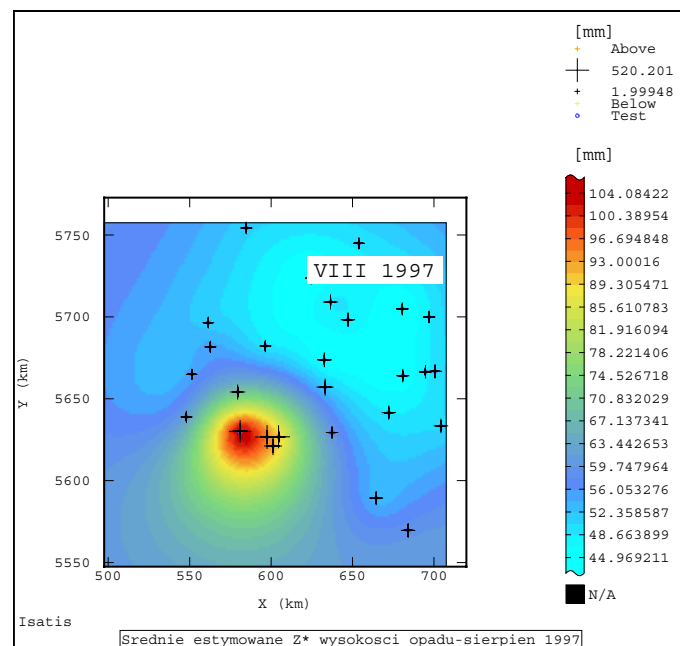
Rys. 7. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1996 r.

Na mapie rastrowej, obliczonej dla lipca 1997 r., również wyróżniają się wspomniane wyżej podobszary (rys. 8), jednak ich granice przebiegają nieco inaczej, zaś powierzchnia stanowiąca centrum o wysokich średnich Z^* wysokości opadu znacznie zmniejszyła się. W porównaniu z obrazem zmienności wysokości opadów, widocznym na mapie sporządzonej dla lipca 1996 r. (rys. 7), natomiast zwiększyły się maksymalne, jak też minimalne wartości średnich Z^* (rys. 8).

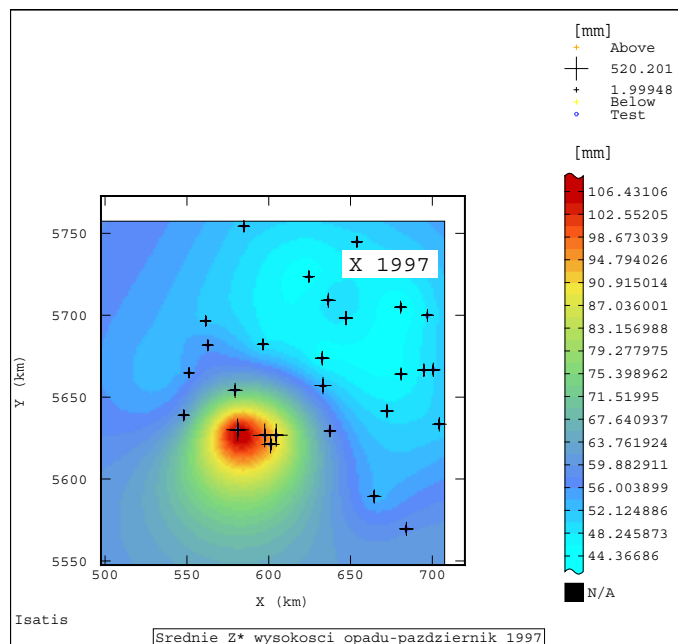
Obraz mapy rastrowej, obliczonej dla następnego miesiąca, tj. sierpnia 1997 r. (rys. 9) pokazuje zbliżony obraz zmienności średnich Z^* do lipca 1997 r. (rys. 8). Jedynie górne granice minimalnych i maksymalnych wartości Z^* są wyższe w odniesieniu do sierpnia 1997 r. (rys. 9).



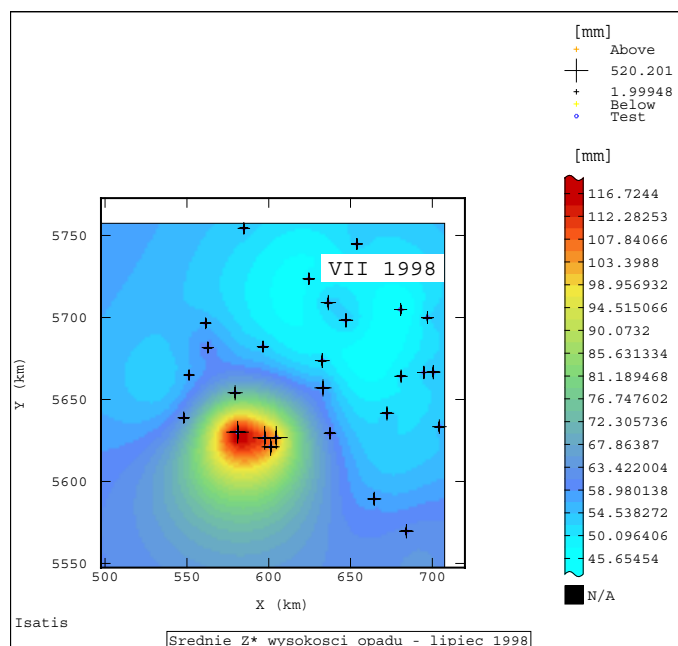
Rys. 8. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1997 r.



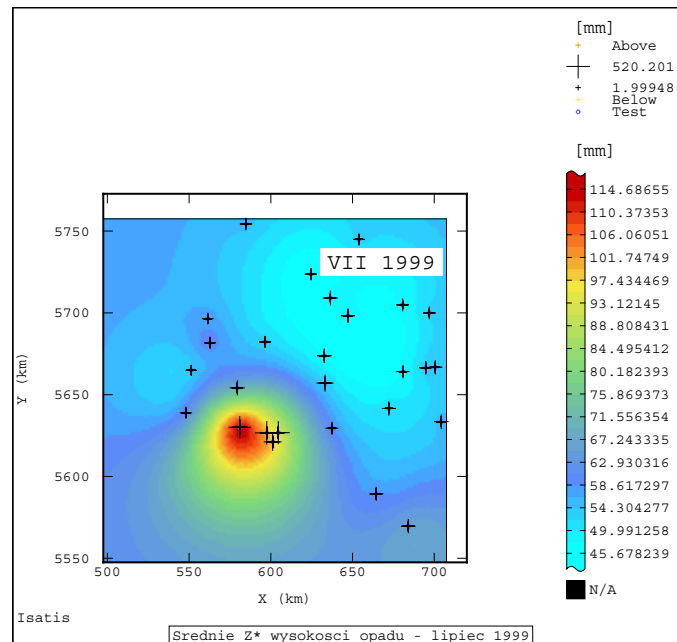
Rys. 9. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – sierpień 1997 r.



Rys. 10. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – październik 1997 r.



Rys. 11. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1998 r.

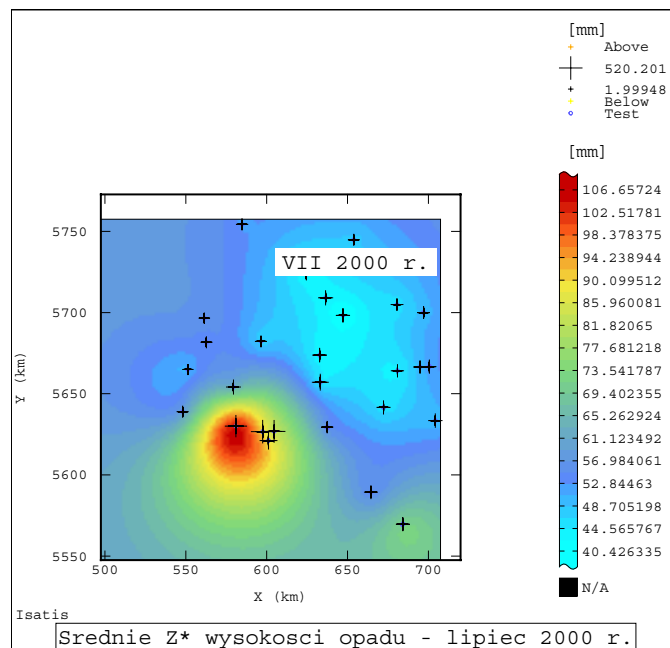


Rys. 12. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1999 r.

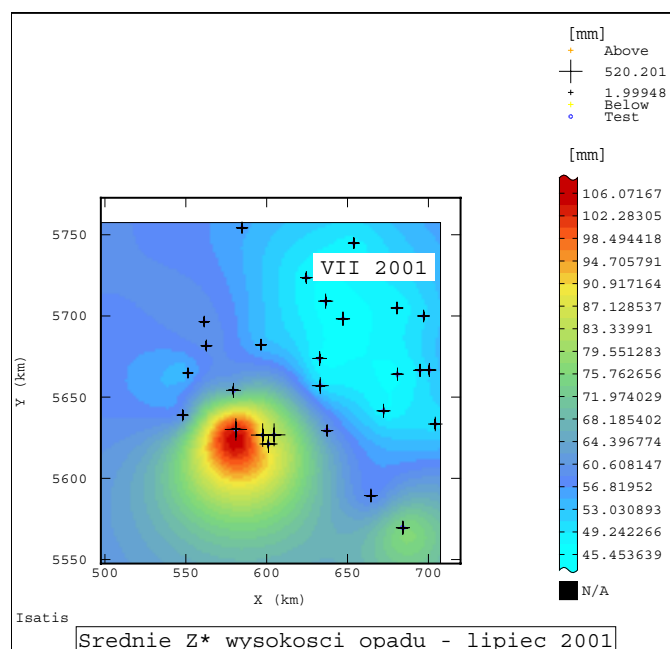
Podobne uwagi można odnieść do obrazu zmienności średnich Z^* , przedstawionej na mapie obliczonej dla października 1997 r. (rys. 10). Granice maksymalnych wartości Z^* są ustawione jeszcze wyżej niż to pokazuje mapa obliczona dla sierpnia 1997 r. (rys. 9).

Obraz mapy rastrowej rozkładu średnich Z^* , obliczonej dla następnego roku, tj. lipca 1998 r., nie zmienia się generalnie (rys. 11). Mapa ta pokazuje nowe szczegóły zmienności, m.in. nieco zmienia się kształt powierzchni centrum o maksymalnych średnich Z^* , obecnie bardziej wydłużony w kierunku linii W–E (rys. 11). W odniesieniu do lipca 1997 r. (rys. 8) i października 1997 r. (rys. 10) średnie Z^* osiągają wyraźnie większe maksymalne wartości Z^* , co dotyczy także wartości minimalnych Z^* , jednak w mniejszym stopniu (rys. 11).

Różnice między obrazami zmienności przedstawionymi na mapach rastrowych rozkładów średnich Z^* , obliczonych dla lipca 1998 r. (rys. 11) i 1999 r. (rys. 12) są subtelne. Dla lipca 1999 r. powierzchnia centrum o maksymalnych wartościach średnich Z^* ma bardziej okrągły kształt, zaznacza się też mniej szczegółów zmienności (rys. 12) niż na poprzedniej mapie (rys. 11). Zakresy wartości minimalnych Z^* i maksymalnych Z^* są porównywalne. Dla lipca 1999 r. uzyskano nieco niższe wartości maksymalnych średnich Z^* (rys. 12).



Rys. 13. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2000 r.



Rys. 14. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2001 r.

Okazuje się, iż rezultaty estymacji wykonanej dla kolejnego roku – lipca 2000 r. (rys. 13) różnią się istotnie od wyżej zaprezentowanych wyników szacowania dla lipca 1999 r. (rys. 12). Średnie Z^* , obliczone dla lipca 2000 r. osiągają znacznie mniejsze wartości, co dotyczy zarówno minimalnych Z^* , jak też maksymalnych Z^* (rys. 13), w zestawieniu z mapą dla poprzedniego roku (rys. 12). Ponadto maksymalne średnie Z^* są także trochę wyższe (rys. 13), w porównaniu z obrazem zmienności średnich Z^* dla lipca 1997 r. (rys. 8).

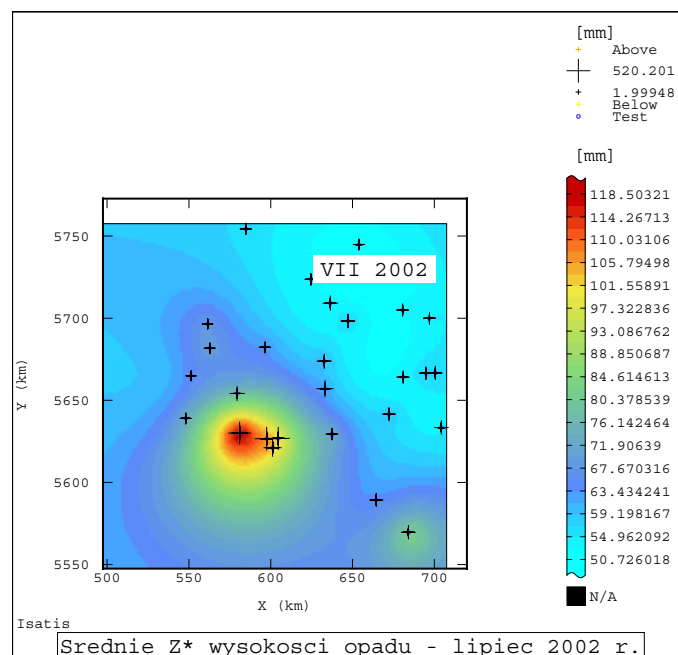
Na mapie rastrowej, obliczonej dla lipca 2001 r. zauważa się zbliżony rozkład średnich Z^* (rys. 14) do obserwowanego na mapie sporządzonej dla lipca 2000 r. (rys. 13), z tą różnicą, iż widocznych jest mniej szczegółów zmienności na podobszarze występowania mniejszych wartości średnich Z^* (rys. 14). Zakresy maksymalnych wartości średnich Z^* dla tych dwóch lat są identyczne (rys. 13–14), natomiast wyższe minimalne wartości średnich Z^* cechują lipiec 2001 r. (rys. 14).

5.2. REZULTATY PROGNOZY WYSOKOŚCI OPADÓW ATMOSFERYCZNYCH

Interesującą charakterystykę zmienności pokazuje mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu prognozowanych wartości Z^* wysokości opadów atmosferycznych h , obliczona dla kolejnego 2002 roku (rys. 15). Obraz ten różni się przestrzennym rozprzestrzenieniem poszczególnych stref średnich Z^* (rys. 15) od wyżej opisywanych (rys. 8–14). Ponadto podobszar prognozowanych wartości maksymalnych Z^* zajmuje mniejszą powierzchnię. W odróżnieniu od wcześniej omawianych wyników estymacji dla poszczególnych lat okresu 1996–2001 (rys. 8–14) mapa ta stanowi prognozę wartości Z^* dla 2002 roku, wyznaczoną na podstawie danych, jakimi dysponowano dla okresu sześciu lat: 1996–2001 (rys. 15). Okazuje się, iż dla 2002 roku prognozowane są wyraźnie większe, zarówno maksymalne, jak i minimalne wartości Z^* wysokości opadów h niż stwierdzone na podstawie estymacji Z^* wykonanej dla bezpośrednio poprzedzającego 2001 roku (rys. 14).

Zakresy średnich estymowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h w latach 1996–2002:

- VII 1996 r. – średnie max Z^* : 75,7÷80,54 [mm]; średnie min Z^* : 41,85÷46,68 [mm];
- VII 1997 r. – średnie max Z^* : 95,72÷103 [mm]; średnie min Z^* : 44,86÷52,12 [mm];
- VIII 1997 r. – średnie max Z^* : 96,69÷104,08 [mm]; średnie min Z^* : 44,97÷56,05 [mm];
- X 1997 r. – średnie max Z^* : 98,67÷106,43 [mm]; średnie min Z^* : 44,37÷56,00 [mm];
- VII 1998 r. – średnie max Z^* : 107,84÷116,72 [mm]; średnie min Z^* : 45,65÷58,98 [mm];
- VII 1999 r. – średnie max Z^* : 106,06÷114,69 [mm]; średnie min Z^* : 45,68÷58,62 [mm];
- VII 2000 r. – średnie max Z^* : 98,37÷107 [mm]; średnie min Z^* : 40,42÷53 [mm];
- VII 2001 r. – średnie max Z^* : 98,49÷107 [mm]; średnie min Z^* : 45,45÷56,82 [mm];
- VII 2002 r. – średnie max Z^* : 110,03÷118,50 [mm]; średnie min Z^* : 50,73÷59,20 [mm]

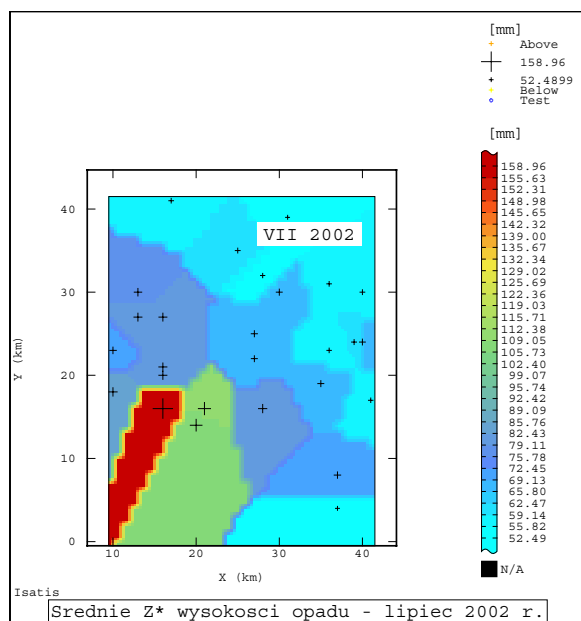


Rys. 15. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu wartości średnich Z^* prognozowanych wysokości opadów atmosferycznych h [mm] dla przestrzennej siatki elementarnej na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2002 r.

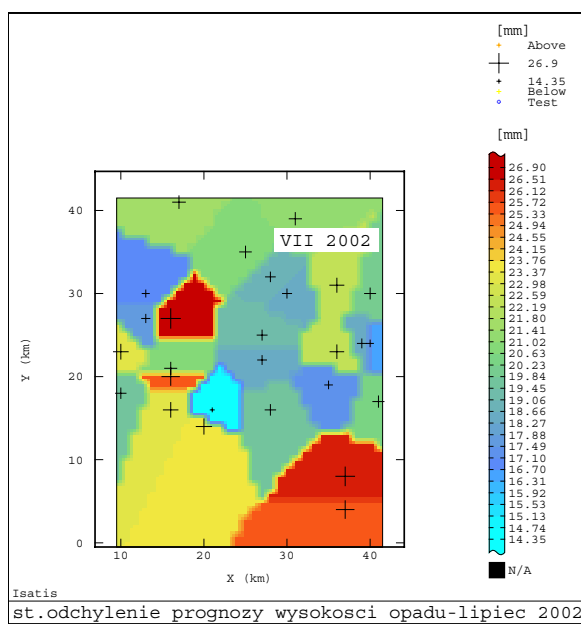
Na przestrzeni analizowanych lat średnie Z^* wysokości opadów atmosferycznych h wykazują wyraźny trend zwiększający się, w okresie od lipca 1996 r. do lipca 1998 r. Dotyczy to, zarówno maksymalnych Z^* , jak i minimalnych wartości Z^* wzrastających systematycznie. W lipcu 1999 r. pozostają one na zbliżonym poziomie zmienności do 1998 r. Tymczasem w kolejnych latach 2000 r. i 2001 r. wysokości opadów zmniejszają się, dlatego uzyskano mniejsze średnie Z^* .

Okazuje się, iż lipiec 2002 r., dla którego wykonano prognozę wysokości opadów, z wykorzystaniem danych pochodzących z okresu lat 1996–2001, cechuje się większymi prognozowanymi maksymalnymi i minimalnymi wartościami średnich Z^* .

Oprócz prognozowania wartości średnich Z^* wysokości opadów h dla 2002 r., z uwzględnieniem węzłów przestrzennej siatki elementarnej (rys. 15), wyznaczono także prognozy wartości Z^* wraz z odpowiadającymi wartościami standardowego odchylenia prognozy σ_k , dla lokalizacji 27 stacji opadowych na obszarze dorzecza środkowej Odry (tabela 4) (rys. 16–17). Stosowaną techniką był kriging zwyczajny blokowy.



Rys. 16. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu wartości średnich prognozowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h [mm] dla lokalizacji stacji opadowych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2002 r.



Rys. 17. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu wartości standardowego odchylenia prognozy σ_k wysokości opadów atmosferycznych h [mm] dla lokalizacji stacji opadowych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2002 r.

Tabela 4. Prognozy wysokości opadów atmosferycznych h z wyprzedzeniem czasowym 1 roku (dla 2002 r.u) dla lokalizacji stacji opadowych – obszar dorzecza środkowej Odry

Nr stacji meteorologicznej	Numer wskaźnika węzła sieciowego (wzdłuż osi X)	Numer wskaźnika węzła sieciowego (wzdłuż osi Y)	Wartość prognozowana Z^* [mm]	Standardowe odchylenie prognozy σ_k [mm]
1	10	18	82.90	19.66
2	10	23	70.50	23.17
3	13	27	80.43	17.85
4	13	30	77.10	16.90
5	16	16	158.96	23.02
6	16	21	80.94	20.97
7	16	20	80.90	25.34
8	16	27	80.38	26.90
9	17	41	58.06	21.41
10	20	14	106.27	23.62
11	21	16	109.21	14.35
12	25	35	59.27	20.65
13	27	22	66.88	18.38
14	27	25	67.94	19.31
15	28	16	81.91	19.71
16	28	32	55.61	18.98
17	30	30	66.94	18.53
18	31	39	52.49	21.12
19	37	8	69.87	26.34
20	35	19	67.15	17.40
21	36	23	56.92	22.24
22	36	31	57.61	22.56
23	37	4	52.73	25.45
24	39	24	59.96	18.35
25	40	30	58.50	20.11
26	40	24	66.08	16.55
27	41	17	56.73	20.27

Współczynnik V zmienności wartości prognozowanych Z^* dla 2002 roku świadczy o przeciętnych zmianach wysokości opadów h w 27 – miu stacjach opadowych na analizowanym obszarze (tabela 5). Warto zauważyć, iż prognozy wartości Z^* wyznaczono łącznie ze standardowymi odchyleniami prognozy σ_k . W tym przypadku otrzymano mały współczynnik zmienności V (tabela 5). Takie rezultaty obliczeń wartości współczynnika V dla odchylen σ_k zdają się przekonywać, co do dokładności wykonanych estymacji średnich Z^* .

W odniesieniu do 2002 roku większe maksymalne wartości prognozowane Z^* opadów (tabela 5) otrzymano dla lokalizacji wybranych stacji, w zestawieniu z rezultatami globalnej estymacji w węzłach przestrzennej siatki elementarnej, dotyczącymi okresu lat 1996–2001 (tabela 3). Potwierdza to większy współczynnik zmienności V (tabela 5), obliczony na podstawie wartości Z^* prognozowanych w miejscach położenia wybranych stacji opadowych,

Tabela 5. Globalne statystyki wartości prognozowanych Z^* wysokości opadów atmosferycznych h dla lokalizacji wybranych stacji opadowych na obszarze dorzecza środkowej Odry – 2002 r.

Parametr geostatystyczny	Liczba węzłów sieciowych n	Minimalna wartość estymowana X_{\min} [mm]	Maksymalna wartość estymowana X_{\max} [mm]	Wartość średnia X [mm]	Odchylenie standardowe S [mm]	Współczynnik zmienności V [%]
wartość średnia prognozowana Z^*	27	52,49	158,96	73,42	22,04	30,02
standardowe odchylenie prognozy σ_k	27	14,35	26,90	20,71	3,07	14,84

5.3. REZULTATY ESTYMACJI ZAWARTOŚCI SIARCZANÓW SO_4^{-2} W OPADACH ATMOSFERYCZNYCH

Wyniki estymacji średnich Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych w węzłach przestrzennej siatki elementarnej

Estymacje średnich zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry zostały wykonane w dwóch wariantach obliczeń, zarówno na podstawie oryginalnych danych związanych z okresem sześciu lat: 1996–2001, jak też zlogarytmowanych wartości, uzyskanych w rezultacie przekształcenia tych danych na logarytmy naturalne (ln).

Współczynniki zmienności V średnich estymowanych Z^* i wartości standardowego odchylenia estymacji σ_k zawartości siarczanów SO_4^{-2} świadczą o stosunkowo małym zróżnicowaniu wartości tych parametrów geostatystycznych (tabela 6), jednak nieco większym, w porównaniu z wysokością opadów (tabela 3). Współczynniki V reprezentują grupę zmienności przeciętnej (tabela 6). Jeśli podstawę analizy przestrzennej stanowiły dane zlogarytmowane (ln), to wówczas uzyskiwano większą wartość współczynnika zmienności V względnego odchylenia standardowego σ (tabela 7) niż wówczas, gdy w obliczeniach wykorzystywano dane oryginalne (tabela 6).

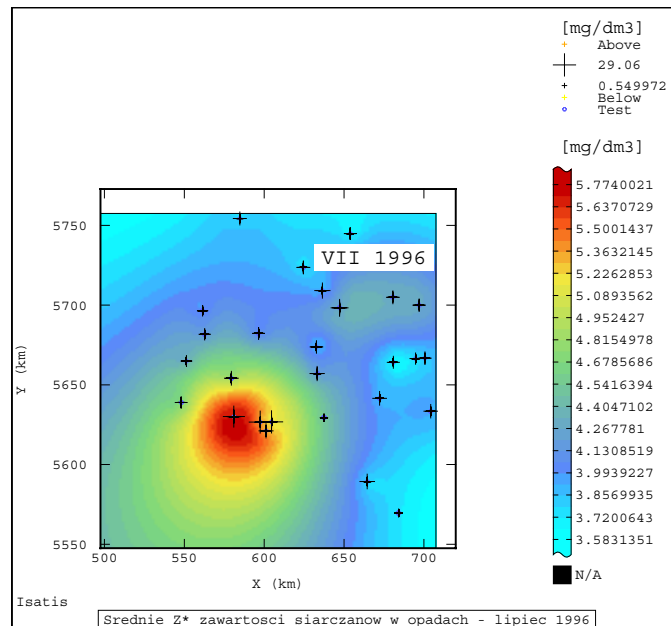
Tabela 6. Globalne statystyki wartości parametrów geostatystycznych zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych w węzłach przestrzennej siatki elementarnej (kriging zwyczajny blokowy) – dorzecze środkowej Odry (lata 1996–2001)

Parametr geostatystyczny	Liczba węzłów sieciowych n	Minimalna wartość estymowana X_{\min} [mg/dm ³]	Maksymalna wartość estymowana X_{\max} [mg/dm ³]	Wartość średnia X [mg/dm ³]	Odchylenie standardowe S [mg/dm ³]	Współczynnik zmienności V [%]
wartość średnia estymowana Z^*	144648	1,77	7,15	3,45	0,82	23,77
standardowe odchylenie estymacji σ_k	144648	0,46	1,80	1,04	0,23	22,12

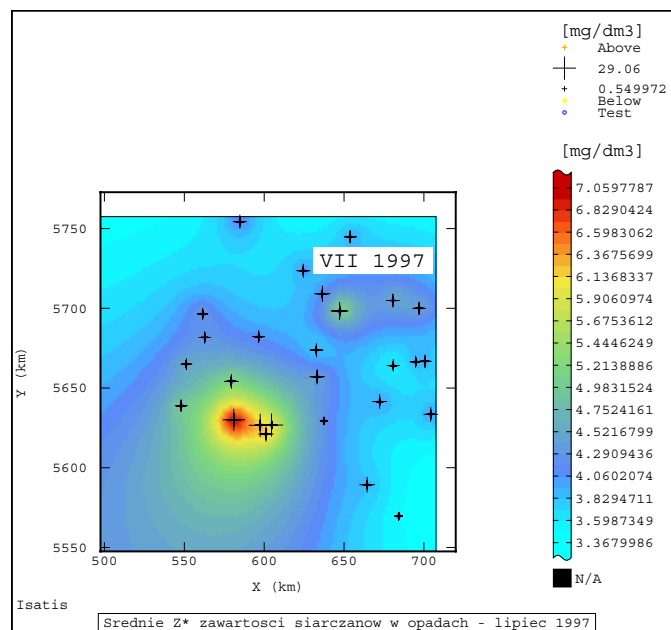
Tabela 7. Globalne statystyki wartości parametrów geostatystycznych zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych w węzłach przestrzennej siatki elementarnej (kriging lognormalny blokowy) – dorzecze środkowej Odry (lata 1996–2001)

Parametr geostatystyczny	Liczba węzłów sieciowych n	Minimalna wartość estymowana X_{\min} [mg/dm ³]	Maksymalna wartość estymowana X_{\max} [mg/dm ³]	Wartość średnia X [mg/dm ³]	Odchylenie standardowe S [mg/dm ³]	Współczynnik zmienności V [%]
wartość średnia estymowana Z^*	144648	1,71	6,77	3,41	0,82	24,05
względne odchylenie standardowe σ	144648	0,09	0,54	0,24	0,09	37,50

Na mapie rastrowej powierzchniowego rozkładu średnich Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach, sporządzonej dla lipca 1996 r., zaznacza się duży podobszar o wysokich średnich Z^* , cechujący się okrągłym kształtem (rys. 18). Jest on związany z miejscowościami – Karpaczem, Przesieką, Śnieżką i Jakuszycami. Strefy o maksymalnych wartościach średnich Z^* zawartości SO_4^{-2} przechodzą stopniowo w strefy o coraz niższych zawartościach SO_4^{-2} . Przestrzenna charakterystyka zmian zawartości anionu SO_4^{-2} , uzyskana dla lipca 1996 r. (rys. 19), wykazuje analogię do rastrowego obrazu zmienności średnich Z^* wysokości opadów (rys. 7), analizowanego dla tego samego roku.



Rys. 18. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm^3] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1996 r.

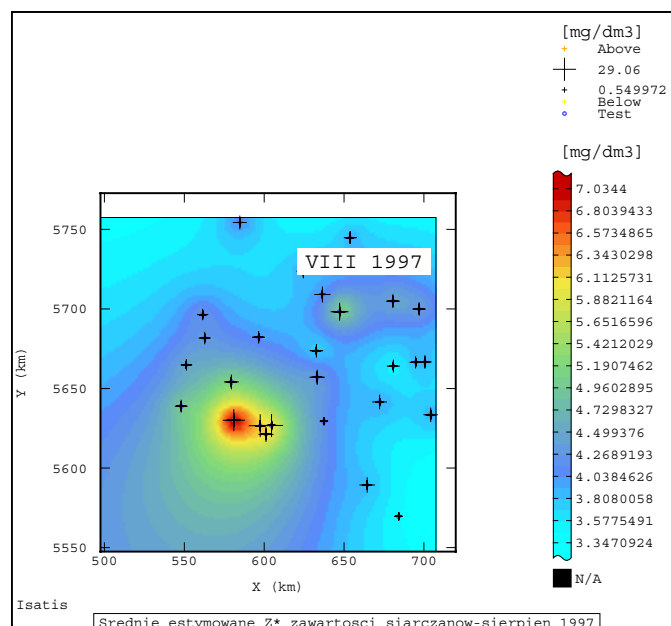


Rys. 19. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm^3] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1997 r.

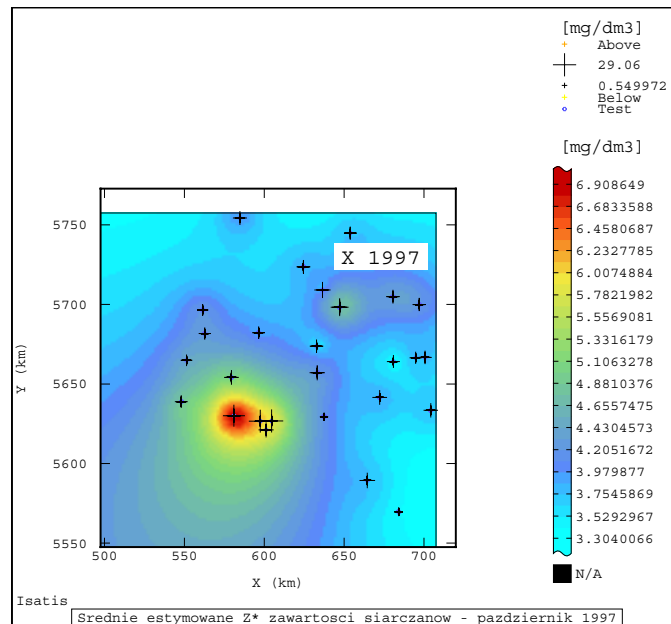
W następnym roku, tj. w lipcu 1997 r. powierzchnia wspomnianego wyżej centrum reprezentującego największe średnie Z^* zmniejsza się radykalnie, a ponadto osiągają one większe wartości (rys. 19) niż średnie Z^* obliczone dla lipca 1996 r. (rys. 18). W stosunku do obrazu zmienności, analizowanego dla lipca 1996 r. (rys. 18), na mapie rastrowej, obliczonej dla 1997 r. wyróżniły się wyraźne dwa takie podobszary (rys. 19).

Obraz powierzchniowego rozkładu średnich Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach, analizowany dla następnego miesiąca – sierpnia 1997 r. (rys. 20), jest bardzo zbliżony do charakterystyki przestrzennej zmienności zawartości SO_4^{-2} , przedstawionej na mapie obliczonej dla lipca 1997 r. (rys. 19). W przypadku rozważanych dwóch miesięcy – lipca 1997 r. (rys. 19) i sierpnia 1997 r. (rys. 20) uzyskano identyczne wartości największych i najmniejszych średnich Z^* . Na mapie rastrowej, dotyczącej sierpnia 1997 r., wydzielone zostały te same dwa podobszary zmienności zawartości SO_4^{-2} , jeden o większej powierzchni i drugi o mniejszej powierzchni (rys. 20), wcześniej zaznaczające się na mapie sporządzonej dla lipca 1997 r. (rys. 19).

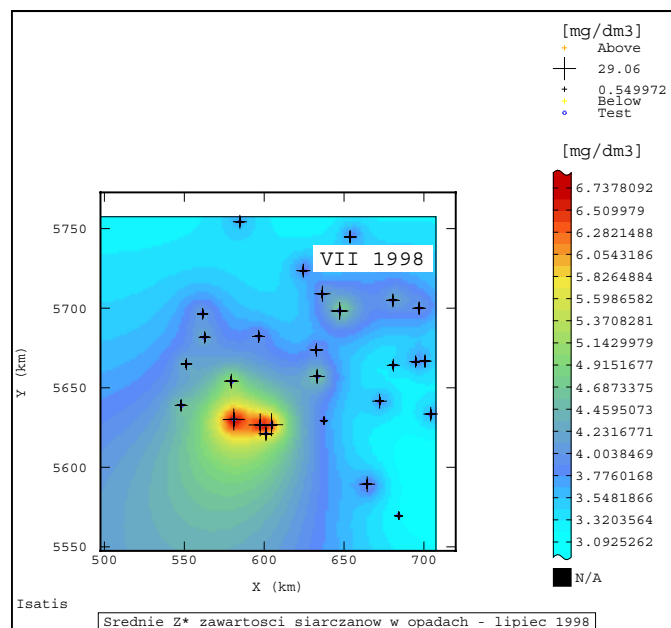
Podobny obraz zmienności zawartości SO_4^{-2} w opadach można też dostrzec na mapie rastrowej, obliczonej dla października 1997 r. (rys. 21). W tym przypadku średnie Z^* osiągają jednakże mniejsze minimalne wartości Z^* (rys. 21) niż uzyskane dla sierpnia 1997 r. (rys. 20).



Rys. 20. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – sierpień 1997 r.

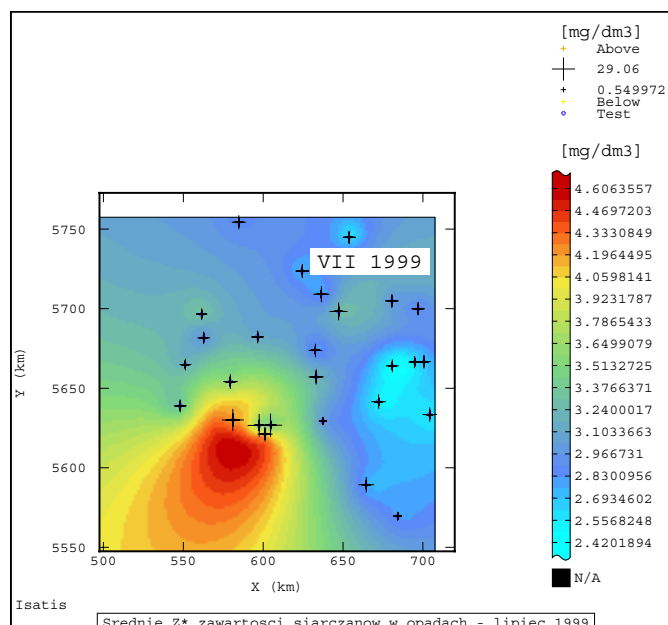


Rys. 21. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm³] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – październik 1997 r.



Rys. 22. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm³] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1998 r.

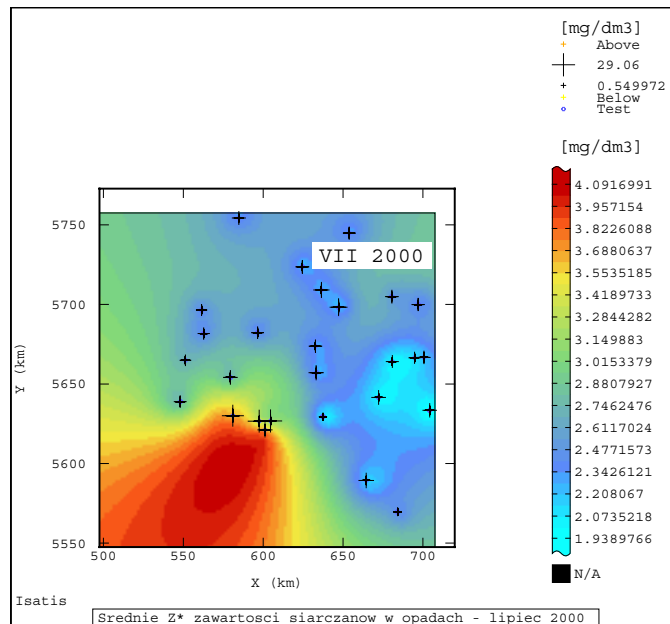
W następnym roku, czyli w lipcu 1998 r. zawartość siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych staje się wyraźnie niższa (rys. 20), tak największe, jak i najmniejsze średnie Z^* osiągają niższe wartości, w porównaniu z poprzednim rokiem (rys. 21). Kształt powierzchni podobszaru reprezentującego największe średnie Z^* zmienił się z zaokrąglonego na bardziej wydłużony, zgodnie z linią W–E (rys. 22)



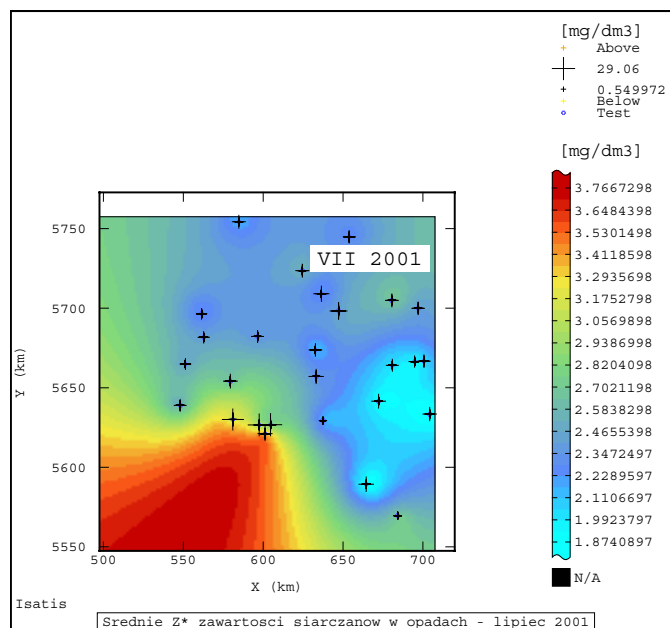
Rys. 23. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm³] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 1999 r.

Już zdecydowane zmniejszenie zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach stwierdza się w lipcu 1999 r. (rys. 23). Maksymalne i minimalne średnie Z^* mają jeszcze niższe wartości (rys. 23) niż obliczone dla lipca 1998 r. (rys. 22). Inna jest też przestrzenna rozciągłość podobszarów o zróżnicowanych zakresach średnich Z^* niż to zaznaczająca się dla lipca, sierpnia, października 1997 r. i lipca 1998 r. Powierzchnia reprezentująca centrum o maksymalnych wartościach Z^* osiąga znacznie większe rozmiary niż na poprzednich obrazach rastrowych i jest rozciągnięta w kierunku SW (rys. 23).

Zmniejszająca się tendencja zawartości SO_4^{-2} w opadach utrzymuje się również w lipcu 2000 r. (rys. 24). Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich Z^* , obliczona dla 2000 r. (rys. 24) wykazuje podobieństwo do obrazu zmienności zawartości SO_4^{-2} , analizowanego dla wcześniejszego roku, tj. lipca 1999 r. (rys. 23), z nieznacznymi różnicami zaznaczającymi się w podobszarze o najniższych średnich Z^* (rys. 24). Lipiec 2000 r. cechują znacznie mniejsze wartości największych i minimalnych średnich Z^* zawartości SO_4^{-2} (rys. 24), w porównaniu do uzyskanych dla lipca 1999 r. (rys. 23).



Rys. 24. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm³] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2000 r.

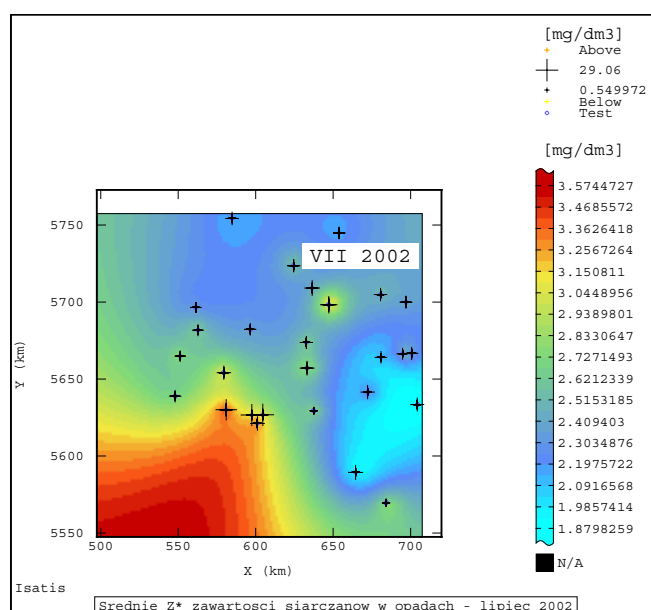


Rys. 25. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm³] w opadach atmosferycznych na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2001 r.

Wyraźny trend malejącej zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach, stwierdzony od lipca 1999 r., pokazują także wyniki estymacji wykonanej dla ostatniego analizowanego roku – 2001 r. (rys. 25). Lipiec 2001 r. cechują najmniejsze wartości, zarówno maksymalnych średnich Z^* , jak też minimalnych średnich Z^* zawartości SO_4^{-2} w opadach (rys. 25), spośród wszystkich średnich Z^* obliczonych dla rozważanego okresu lat 1996–2000. Generalnie obraz przestrzennej zmienności, przedstawiony na mapie rastrowej dla lipca 2001 r. (rys. 25), wykazuje podobieństwo do obrazów przedstawionych na mapach rastrowych, opracowanych dla dwóch poprzednich lat – 1999 r. (rys. 23.) i 2000 r. (rys. 24.).

5.4. REZULTATY PROGNOZY ZAWARTOŚCI SIARCZANÓW SO_4^{-2} W OPADACH ATMOSFERYCZNYCH

Mapa rastrowa, sporządzona dla 2002 r., stanowi prognozę wartości prognozowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych, wyznaczoną na podstawie danych pochodzących z okresu lat: 1996–2001 (rys. 26). Okazuje się, iż dla lipca 2002 r. prognozowane są trochę mniejsze wartości maksymalnych średnich Z^* zawartości SO_4^{-2} (rys. 26) niż w przypadku lipca 2001 r. Natomiast minimalne wartości prognozowane Z^* (rys. 26) są porównywalne ze stwierdzonymi dla bezpośrednio poprzedzającego 2001 r. (rys. 25). Obraz przestrzennej zmienności wartości prognozowanych Z^* , zaznaczający się na mapie rastrowej dla 2002 r. (rys. 26), jest zbliżony do otrzymanego dla 2001 r. (rys. 25).



Rys. 26. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu wartości średnich prognozowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm^3] w opadach atmosferycznych (dla przestrzennej siatki elementarnej) na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2002 r.

**Zakresy średnich estymowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2}
w opadach atmosferycznych w latach 1996–2002:**

VII 1996 r. – średnie max Z^* : 5,50÷5,77 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 3,58÷3,99 [mg/dm³];
 VII 1997 r. – średnie max Z^* : 6,60÷7,06 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 3,37÷4,06 [mg/dm³];
 VIII 1997 r. – średnie max Z^* : 6,57÷7,03 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 3,35÷4,04 [mg/dm³];
 X 1997 r. – średnie max Z^* : 6,46÷6,91 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 3,30÷3,98 [mg/dm³];
 VII 1998 r. – średnie max Z^* : 6,28÷6,74 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 3,09÷3,78 [mg/dm³];
 VII 1999 r. – średnie max Z^* : 4,33÷4,61 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 2,42÷2,83 [mg/dm³];
 VII 2000 r. – średnie max Z^* : 3,82÷4,09 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 1,94÷2,34 [mg/dm³];
 VII 2001 r. – średnie max Z^* : 3,53÷3,77 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 1,87÷2,23 [mg/dm³];
 VII 2002 r. – średnie max Z^* : 3,36÷3,57 [mg/dm³]; średnie min Z^* : 1,88÷2,20 [mg/dm³].

Zawartość siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych wykazuje bardzo wyraźny trend zmniejszający się na przestrzeni lat: 1996–2001. W okresie lat: 1997–2001 maksymalne i minimalne średnie Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach systematycznie zmniejszają się. Najmniejsze wartości średnich Z^* otrzymano dla 2002 roku. Są to wartości prognozowane średnich Z^* , gdyż dla lipca 2002 roku wyznaczono prognozę zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach na podstawie danych dotyczących okresu lat: 1996–2001.

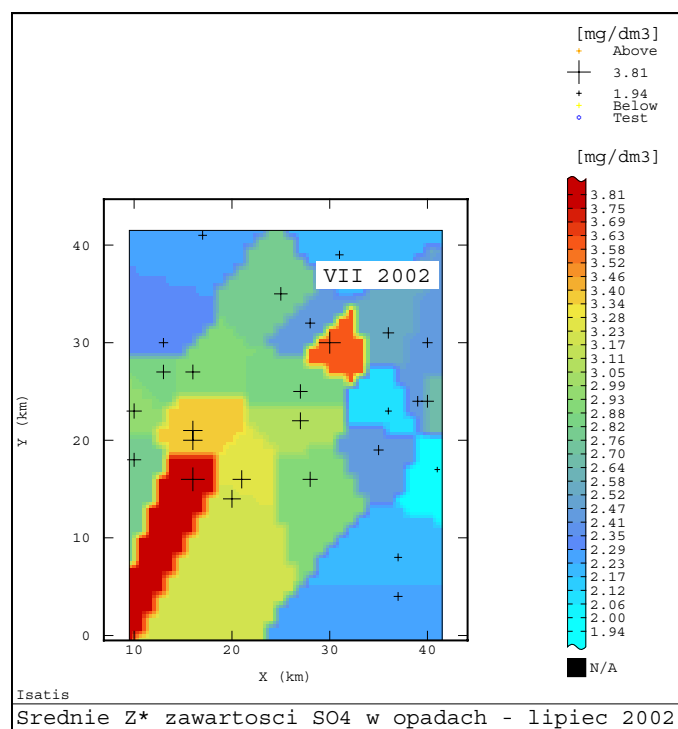
Podobnie jak w przypadku wysokości opadów atmosferycznych (tabela 4), oprócz oszacowania zawartości SO_4^{-2} w węzłach przestrzennej siatki elementarnej (rys. 24) (tabele 6–7), wyznaczono także prognozy średnich Z^* zawartości anionu SO_4^{-2} , wraz z odpowiadającymi wartościami standardowego odchylenia prognozy σ_k dla 2002 roku, dla lokalizacji 27 stacji opadowych na obszarze dorzecza środkowej Odry (tabela 8) (rys. 27–28). Podobnie jak poprzednio zastosowano kriging zwyczajny blokowy.

Tabela 8. Prognozy zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych z wyprzedzeniem czasowym 1 roku (dla 2002 r.u) dla lokalizacji stacji opadowych – obszar dorzecza środkowej Odry

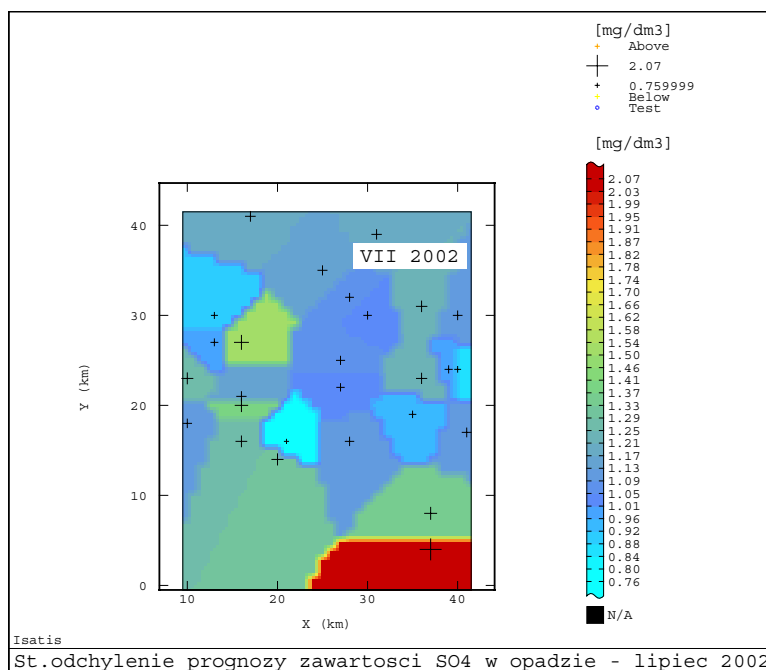
Nr stacji meteorologicznej	Numer wskaźnika węzła sieciowego (wzdłuż osi X)	Numer wskaźnika węzła sieciowego (wzdłuż osi Y)	Wartość prognozowana Z^* [mg/dm ³]	Standardowe odchylenie prognozy σ_k [mg/dm ³]
1	10	18	2.81	1.09
2	10	23	2.94	1.28
3	13	27	2.85	0.97
4	13	30	2.33	0.90
5	16	16	3.81	1.27
6	16	21	3.37	1.16
7	16	20	3.37	1.40
8	16	27	2.89	1.52
9	17	41	2.27	1.19
10	20	14	3.21	1.30

cd. tab. 8

11	21	16	3.24	0.76
12	25	35	2.76	1.14
13	27	22	3.09	1.01
14	27	25	2.85	1.07
15	28	16	2.93	1.09
16	28	32	2.42	1.05
17	30	30	3.63	1.02
18	31	39	2.22	1.17
19	37	8	2.18	1.37
20	35	19	2.41	0.94
21	36	23	2.08	1.23
22	36	31	2.55	1.25
23	37	4	2.28	2.07
24	39	24	2.45	0.99
25	40	30	2.43	1.11
26	40	24	2.69	0.88
27	41	17	1.94	1.12



Rys. 27. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu wartości średnich prognozowanych Z* zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm^3] w opadach atmosferycznych (dla lokalizacji stacji opadowych) na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2002 r.



Rys. 28. Mapa rastrowa powierzchniowego rozkładu wartości standardowego odchylenia prognozy σ_k zawartości siarczanów SO_4^{-2} [mg/dm³] w opadach atmosferycznych (dla lokalizacji stacji opadowych) na obszarze dorzecza środkowej Odry – lipiec 2002 r.

Zwracają uwagę małe wartości współczynników zmienności V obu parametrów geostatystycznych, tj. wartości prognozowanych Z^* i standardowego odchylenia prognozy σ_k zawartości siarczanów SO_4^{-2} wyznaczonych dla 27 stacji opadowych (tabela 9). Współczynniki V wskazują na niewielkie zróżnicowanie zawartości anionu SO_4^{-2} w opadach na obszarze dorzecza środkowej Odry, dla 2002 r.

Podczas szacowania średnich Z^* w węzłach przestrzennej siatki elementarnej dla okresu lat: 1996–2001, z użyciem kriginu zwyczajnego uzyskano nieco większe wartości współczynników V (tabele 6–7), w porównaniu do wyników z kriginu lognormalnego. Gdy stosowano tę ostatnią technikę współczynnik V wskazywał na większe zmiany wartości odchylenia σ_k (tabela 7), co stanowi specyfikę tej techniki estymacyjnej [6]. Wyznaczając prognozy dla lokalizacji wybranych stacji opadowych w 2002 r. otrzymano porównywalne rezultaty obliczeń kriginowych, dotyczących maksymalnych i minimalnych wartości prognozowanych Z^* , w odniesieniu do globalnych wyników estymacji dla przestrzennej siatki elementarnej.

Tabela 9. Globalne statystyki wartości prognozowanych Z^* zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach atmosferycznych dla dorzecza środkowej Odry dla lokalizacji 27 stacji opadowych – 2002 r.

Parametr geostatystyczny	Liczba węzłów sieciowych n	Minimalna wartość estymowana X_{\min} [mg/dm ³]	Maksymalna wartość estymowana X_{\max} [mg/dm ³]	Wartość średnia X [mg/dm ³]	Odchylenie standardowe S [mg/dm ³]	Współczynnik zmienności V [%]
wartość średnia prognozowana Z^*	27	1,94	3,81	2,74	0,48	17,40
standardowe odchylenie prognozy σ_k	27	0,76	2,07	1,16	0,25	21,13

Istnienie przestrzennej korelacji między wysokością opadów atmosferycznych h i zawartością siarczanów SO_4^{-2} w opadach (współczynnik korelacji liniowej $r = 0,76$), wyraźnie widocznej na mapach rastrowych rozkładów średnich estymowanych Z^* tych parametrów nasuwa spostrzeżenie, iż bardziej efektywną technikę w dalszych badaniach mógłby stanowić *kokriging zwyczajny blokowy*.

Z uwagi na występowanie wysokiego skorelowania wartości parametrów, z pewnością, ten rodzaj techniki krigingowej (*kokriging*) mógłby być bardziej przydatny w dokładniejszym szacowaniu i prognozowaniu średnich Z^* niż *kriging zwyczajny*. Przy zastosowaniu metody *kokrigingu zmienne dodatkowe (objaśniające)* stanowiłyby na przykład, zawartość siarczanów SO_4^{-2} (mg/dm³) lub też rzędna wysokości terenu H_s (n.p.m.).

Warto tutaj wspomnieć, iż konieczność dalszych badań nad interpolacją opadów atmosferycznych, z zastosowaniem technik *kokrigingu*, w obrębie mniejszych powierzchniowo obszarów, była już postulowana w literaturze [4].

6. PODSUMOWANIE

Efektem wykonanych analiz przestrzennych jest stworzenie *geostatystycznego modelu 3D* zmienności wartości badanych parametrów charakteryzujących opady atmosferyczne, pozwalającego na szczegółową prezentację najistotniejszych cech zróżnicowania wysokości opadów h i zawartości siarczanów SO_4^{-2} w opadach, w okresie lat: 1996–2001. Opracowany model z zastosowaniem *funkcji wariogramu kierunkowego i krigingu zwyczajnego blokowego* umożliwił z jednej strony dokonanie oszacowań obszarowo-czasowych w węzłach przestrzennej siatki elementarnej, zaś z drugiej strony, wyznaczenie prognoz dla lokalizacji istniejących stacji opadowych, z wyprzedzeniem 1 roku, do 2002 r.

Rezultaty modelowania wariogramów kierunkowych (*zasięgi oddziaływania a*) i obszarowo-czasowych estymacji (*średnie estymowane Z^* , standardowe odchylenia estymacji σ_k*) oraz prognozowania wartości Z^* dla 2002 r., uzyskane na podstawie analiz przestrzennych 1944 danych, pozwalają wnioskować, iż prognozy wysokości opadów mogą być wyznaczane z wyprzedzeniem, nawet do 8 lat. Dla zawartości siarczanów SO_4^{2-} w opadach okres ten można określić jako 4 lata.

Opracowany *model geostatystyczny 3D* stwarza możliwość dokładnego prześledzenia zmian wartości parametrów klimatycznych w dowolnie przyjętym okresie czasu. Przydatność tego modelu polega na możliwości sporządzania bogatej dokumentacji map rastrowych rozkładów *danych gridowych – średnich blokowych Z^* (kriging zwyczajny blokowy)* lub *punktowych wartości średnich Z^* (kriging zwyczajny punktowy)* oraz *standardowego odchylenia estymacji σ_k* . Mapy rastrowe mogą być obliczane dla poszczególnych miesięcy w określonym interwale czasowym, w okresie roku, kilku lub też kilkudziesięciu lat. Przestrzenne analizy geostatystyczne umożliwiają permanentne uzyskiwanie rastrowych obrazów zmienności w układzie 3D, w zależności od nakreślonych celów i potrzeb, co może okazać się interesujące i użyteczne, zarówno dla badaczy, jak i praktyków. Zastosowanie *danych gridowych w klimatologii (obliczanych w sieciowych węzłach przestrzennych siatek elementarnych)* stwarza wprost nieograniczone możliwości w przetwarzaniu danych, pozwalając na ujawnienie zmian parametrów klimatycznych, zarówno w czasie, jak i w obszarze.

Oryginalnym podejściem badawczym mogłoby być obliczenie ponadto map rastrowych prawdopodobieństwa przekroczenia określonych *wartości brzegowych* parametrów klimatycznych czy też środowiskowych, z wykorzystaniem techniki estymacyjnej krigingu wskaźnikowego lub symulacji warunkowej *turning bands*. Pozwoliłoby to na wyznaczenie granic podobszarów o zróżnicowanym poziomie prawdopodobieństwie przekroczenia przyjętych *wartości progowych*.

Integracja dokładniejszych rezultatów estymacji, uzyskiwanych na podstawie geostatystycznych analiz przestrzennych zmienności rozważanych parametrów, z zastosowaniem *krigingu zwyczajnego, kokrigingu zwyczajnego i krigingu z zewnętrznym dryftem oraz obrazów generowanych, z zastosowaniem narzędzi GIS* i uwzględnieniem różnorodnych czynników – danych meteorologicznych, środowiskowych, uwarunkowań technicznych, charakteryzujących rozpatrywany obszar, może niewątpliwie przyczynić się do lepszego poznania badanych zjawisk zregionalizowanych.

BIBLIOGRAFIA

- [1] BAC-BRONOWICZ, J., *Modelowania danych klimatycznych z uwzględnieniem czynników topograficznych*, Polskie Towarzystwo Informatyki Przestrzennej. Roczniki Geomatyki 2005. Tom III, Zeszyt 4, s. 17–27.
- [2] CRESSIE N., *Statistics for Spatial Data*, 1991, Wiley, New York.
- [3] CHAPMAN L., THORNES J. E., *The use of geographical information systems in climatology and meteorology*, Progress in Physical Geography, 2003, Vol. 27, No. 3, pp. 313–330.

- [4] ŁUPIKASZA E., *Metody analiz przestrzennych w badaniu zmienności opadów w Europie*, Polskie Towarzystwo Informacji Przestrzennej. Roczniki Geomatyki 2007, Tom V, Zeszyt 1, s. 71–80.
- [5] NAMYSŁOWSKA-WILCZYŃSKA B., *Zmienność złóż rud miedzi na monoklinie przedsudeckiej w świetle badań geostatystycznych*, Prace Naukowe Instytutu Geotechniki i Hydrotechniki Politechniki Wrocławskiej 64, Seria: Monografie 21. Wydawnictwo Politechniki Wrocławskiej, Wrocław 1993, s. 207.
- [6] NAMYSŁOWSKA-WILCZYŃSKA B., *Geostatystyka Teoria i Zastosowania*, Oficyna Wydawnicza Politechniki Wrocławskiej, Wrocław 2006, s. 356.
- [7] NAMYSŁOWSKA-WILCZYŃSKA B., *Modelowanie 3D danych klimatycznych dla obszaru Dorzecza Środkowej Odry z zastosowaniem geostatystyki*, Krajowa Konferencja Naukowa „Modelowanie Procesów Hydrologicznych”, Wrocław 26–27 czerwca 2007 r., Zeszyt Streszczeń, s. 4–5.
- [8] SOBOLEWSKI W., *Numeryczna mapa opadów atmosferycznych dla dorzecza Wisły*, Uniwersytet Gdański. Rocznik Fizycznogeograficzny, 2001, Tom VI.
- [9] TEVITO O.E., SCHONER W. (eds.), *Applications of spatial interpolation of climatological and meteorological elements by the use of geographical information system (GIS)*, DNMI KLIMA, No. 28, Oslo 2002
- [10] USTRNUL Z., CZEKIERDA D., *Analiza zmienności czasowej rozkładu temperatury powietrza w Polsce z zastosowaniem metod GIS*, Polskie Towarzystwo Informacji Przestrzennej. Roczniki Geomatyki 2005, Tom III, Zeszyt 2, s. 153–162.
- [11] USTRNUL Z., CZEKIERDA D., *Metody analizy przestrzenno-czasowej w badaniach klimatologicznych (na przykładzie Polski)*, Polskie Towarzystwo Informacji Przestrzennej. Roczniki Geomatyki 2006, Tom IV, Zeszyt 2, s. 147–156.
- [12] WACKERNAGEL H., *Multivariate Geostatistics*, Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York 1995, p. 256.
- [13] WACKERNAGEL H., *Multivariate Geostatistics: an Introduction with Applications*, 2nd ed. Berlin, Springer, 1998, p. 291.
- [14] WACKERNAGEL H., *Spline and kriging with drift, Seminar on Data Spatial Distribution in Meteorology and Climatology*, EU Cost79 Publication, Luxemburg, 1998, p. 57–64.

LIST OF FIGURES

Fig. 1. Location of meteorological stations in middle Oder river basin area

Fig. 2. Isotropic variogram of precipitation amount (h) in middle Oder river basin area, with fitted theoretical model, in $[\text{mm}]^2$

Fig. 3. Directional (along time axis Z) variogram of precipitation amount (h) in middle Oder river area basin, with fitted theoretical model, in $[\text{mm}]^2$

Fig. 3a. Cross-validation results for geostatistical model of directional (along time axis Z) variogram of precipitation amount h [mm], ordinary point kriging: base map of precipitation amount measurements (original variable Z) in meteorological stations; diagram showing dependence between true values Z and estimated averages Z^* of precipitation amount; histogram of standardized error $(Z^*-Z)/S^*$ distribution of precipitation amount; diagram showing dependence between standardized error $(Z^*-Z)/S^*$ and estimated averages Z^* of precipitation amount

Fig. 4. Isotropic variogram of precipitation SO_4^{-2} sulphate content in middle Oder river basin area, with fitted theoretical model, in $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$

Fig. 5. Directional (along time axis Z) variogram of precipitation SO_4^{-2} sulphate content in middle Oder river basin area, with fitted theoretical model, in $[\text{mg}/\text{dm}^3]^2$

Fig. 5a. Cross-validation results for geostatistical model of directional (along time axis Z) variogram of precipitation SO_4^{-2} sulphate content [mg/dm^3] (ordinary point kriging); base map of SO_4^{-2} sulphate content measurements (original variable Z) in meteorological stations; diagram showing dependence between true values Z and estimated averages Z^* of precipitation SO_4^{-2} sulphate content; histogram of standardized error $(Z^*-Z)/S^*$ distribution of precipitation SO_4^{-2} sulphate content; diagram showing dependence between standardized error $(Z^*-Z)/S^*$ and estimated averages Z^* of precipitation SO_4^{-2} sulphate content

Fig. 6. Directional (along time axis Z) variogram of precipitation SO_4^{-2} sulphate content (logarithmic values \ln) in middle Oder river basin area, with fitted theoretical model, in [mg/dm^3]²

Fig. 7. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for July 1996

Fig. 8. Raster map of superficial distribution of precipitation amount h estimated averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for July 1997

Fig. 9. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for August 1997

Fig. 10. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for October 1997

Fig. 11. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for July 1998

Fig. 12. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for July 1999

Fig. 13. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for July 2000

Fig. 14. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation amount h averages Z^* [mm] in middle Oder river basin area for July 2001

Fig. 15. Raster map of superficial distribution of forecasted precipitation amount h averages Z^* [mm] (for spatial elementary grid) in middle Oder river basin area for July 2002

Fig. 16. Raster map of superficial distribution of forecasted precipitation amount h averages Z^* [mm] (for locations of meteorological stations) in middle Oder river basin area for July 2002

Fig. 17. Raster map of superficial distribution of forecasted precipitation amount h [mm] standard deviation of estimation σ_k (for locations of meteorological stations) in middle Oder river basin area for July 2002

Fig. 18. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for July 1996

Fig. 19. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for July 1997

Fig. 20. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for August 1997

Fig. 21. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for October 1997

Fig. 22. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for July 1998

Fig. 23. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for July 1999

Fig. 24. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for July 2000

Fig. 25. Raster map of superficial distribution of estimated precipitation SO_4^{-2} sulphate content averages Z^* [mg/dm^3] in middle Oder river basin area for July 2001

Fig. 26. Raster map of superficial distribution of forecasted precipitation SO_4^{-2} sulphate content values Z^* [mg/dm^3] (for spatial elementary grid) in middle Oder river basin area for July 2002

Fig. 27. Raster map of superficial distribution of forecasted precipitation SO_4^{-2} sulphate content values Z^* [mg/dm^3] (for locations of meteorological stations) in middle Oder river basin area for July 2002

Fig. 28. Raster map of superficial distribution of forecasted precipitation SO_4^{-2} sulphate content [mg/dm^3] standard deviation of estimation σ_k (for locations of meteorological stations) in middle Oder river basin area for July 2002

LIST OF TABLES

Table 1. Comparison of geostatistical parameters of precipitation amount (h) variogram models for middle Oder river basin (1996–2001)

Table 2. Comparison of geostatistical parameters of precipitation SO_4^{-2} sulphate content variogram models for middle Oder river basin (1996–2001)

Table 3. Global statistics of geostatistical parameters of precipitation amount (h) in spatial elementary grid nodes (ordinary block kriging) for middle Oder river basin (1996–2001)

Table 4. One-year (2002) precipitation amount forecasts for meteorological station locations in middle Oder river basin

Table 5. Global statistics of forecasted precipitations amount (h) values Z^* for selected meteorological station locations in middle Oder river basin area for 2002

Table 6. Global statistics of geostatistical parameters of precipitation SO_4^{-2} sulphate content in spatial elementary grid nodes (ordinary block kriging) in middle Oder river basin (1996–2001)

Table 7. Global statistics of geostatistical parameters of precipitation SO_4^{-2} sulphate content in spatial elementary grid nodes (lognormal block kriging) in middle Oder river basin (1996–2001)

Table 8. One-year (2002) forecasts of precipitation SO_4^{-2} sulphate content for meteorological station locations in middle Oder river basin

Table 9. Global statistics of forecasted precipitation SO_4^{-2} sulphate content values Z^* for locations of 27 meteorological stations in middle Oder river basin for 2002

3D GEOSTATISTICAL MODELLING AND FORECASTING OF PRECIPITATION AMOUNT AND SO_4^{-2} SULPHATE CONTENT IN PRECIPITATION FOR MIDDLE ODER BASIN

The variation of a climatic parameter, i.e. the amount of precipitation h , and that of an environmental parameter, i.e. the SO_4^{-2} sulphates content in the precipitation, over the area of the middle Oder basin in the years 1996–2001 were the subject of statistical analyses. The aim of the 3D analyses was to estimate averages Z^* of the investigated parameters in space and time and to make a spatial-time forecast of averages Z^* for one year ahead, i.e. 2002. The geostatistical calculations were based on database data (with their geographic coordinates) for the amount of precipitation h [mm] and the SO_4^{-2} sulphate pollution concentrations [mg/dm^3] in the total precipitation, recorded in 32 precipitation chemistry monitoring measuring-control stations. The stations are distributed over the middle Oder basin and represent the average precipitation field. The amount of precipitation h and its SO_4^{-2} sulphates content showed strong correlation in the considered period of 6 years ($r = 0.76$).

The paper presents the results of estimating the precipitation amount h and the SO_4^{-2} sulphate pollution concentration in the precipitation on the basis of data representing the monthly averages of the parameters, calculated for the particular years of the period 1996–2001. The geostatistical investigations were carried out on data coming directly from observations and data converted into natural logarithms (\ln), when skewness exceeded 3 (SO_4^{-2} sulphates content – 3.86, precipitation amount h – 2.71).

First the basic statistical parameters of the precipitation amount h and the SO_4^{-2} sulphate content were estimated. Then using the variogram function, the isotropic and directional (along the Z time axis) empirical variograms of the parameters in the plane perpendicular to the X and Y axes were calculated for the years 1996–2001. The empirical variogram curves were approximated by complex theoretical models, i.e. ones being a combination of several basic models. Later averages Z^* and standard estimation deviation σ_k were estimated and forecasted in 3D in the nodes of the whole elementary grid, using ordinary kriging and lognormal (block) kriging. Moreover, a forecast of the parameters was made for the locations of selected meteorological stations.

An elementary grid with a $5 \text{ km} \times 5 \text{ km} \times 1 \text{ km}$ elementary block was adopted for the kriging calculations. 14464 grid nodes (42 along the X -axis, 42 along the Y -axis and 82 along the Z -axis) were included in the estimation. The kriging calculations took into account the geostatistical parameters of the variogram models (the nugget effect and the exponential model – the precipitation amount; the nugget effect, the exponential model and the J. Bessel model – the sulphates content in the precipitation), calculated along time axis Z . The slicing height along the Z -axis, used in the estimation, was 1 month.

As a result, new databases, containing the values of coordinates X , Y and Z , estimated averages Z^* and estimation deviations σ_k , estimated for the centres of the adopted elementary grid, were obtained.

The results of the kriging calculations were used to develop a 3D geostatistical model of the variation of the analyzed precipitation parameters. A considerable advantage of the geostatistical model is that it allows one to forecast averages Z^* for the whole elementary grid and for the locations of selected precipitation stations for one year ahead. The model allows one to precisely trace changes in the parameters over a given period and produce ample documentation in the form of raster maps of the distribution of averages Z^* and standard deviation σ_k for the particular months in the analyzed time interval.