

Estymacja i symulacja poła prawdopodobieństwa maksymalnych opadów dobowych

Alfred Stach

*Uniwersytet im. A. Mickiewicza, Instytut Paleogeografii i Geoekologii,
Zakład Geoekologii
ul. Dziegiełowa 27, 61-680 Poznań
frdstach@amu.edu.pl*

Wprowadzenie

Poznanie prawidłowości powtarzalności i zasięgu przestrzennego ekstremalnych opadów ma bardzo duże znaczenie praktyczne zwłaszcza dla gospodarki wodnej i rolnictwa (Bogdanowicz, Stachy 1998, Douglas, Barros 2003, Durrans, Kirby 2004, Faulkner, Prudhomme 1998, Frei i in. 2000, Gershunov, Cayan 2003, Kanistrøm, Mamen 2003, Konrad II 2001, Kothavala 1997, Kundzewicz 2005, Rezacova i in. 2005, Rudari i in. 2004, Schumacher, Johnson 2006, Seibert i in. 2007, Ulbrich i in. 2003, Ustrnul, Czekierda 2000, Wotling i in. 2000, Zolina i in. 2004). Pełne możliwości badania tych problemów stwarza jedynie łączenie punktowych, ilościowych-bezpośrednich, ciągłych i/lub okresowych, pomiarów naziemnych (rejestracje pluwiograficzne i deszczomierze) z ilościowymi-pośrednimi, obszarowymi danymi teledetekcyjnymi (radary meteorologiczne i obrazowanie satelitarne, Haberlandt 2007, Nesbitt i in. 2004, New i in. 2001). Niestety, stosunkowo krótki okres dostępności danych teledetekcyjnych oraz trudności w dokonywaniu na ich podstawie precyzyjnej oceny intensywności opadów utrudniają formułowanie uogólnień. Niemożliwa jest na razie, na podstawie jedynie wyników pomiarów teledetekcyjnych, weryfikacja tezy o wzroście frekwencji i zmianach struktury przestrzennej ekstremalnych opadów, zachodzących aktualnie w powiązaniu z długo-okresowymi trendami innych elementów klimatycznych (Dore 2005, Endo i in. 2005, Gellens 2000, Groisman i in. 2005, Kane i in. 2004, Kiktev i in. 2003, Klein Tank, Können 2003, Koning, Franses 2005, Kundzewicz i in. 2005, Kunkel 2003, Kunkel i in. 1999, New i in. 2001, Trenberth i in. 2003, Trömel, Schönwiese 2007,

Zhai i in. 2005, Zolina i in. 2005). Ponieważ jednak szereg prognoz wykonanych przy zastosowaniu globalnych i regionalnych modeli klimatycznych wskazuje na wysokie prawdopodobieństwo wzrostu częstości i natężenia ekstremalnych opadów (Bell i in. 2004, Christensen, Christensen 2004, Fowler i in. 2005, Frei i in. 1998, Hennessy i in. 1997, Kharin, Zwiers 2005, Kharin i in. 2005, Kundzewicz 2005, Palmer, Räisänen 2002, Räisänen i in. 2004, Santos i in. 2007, Semmler, Jacob 2004, Wehner 2004), problematyka ta wymaga dalszych intensywnych badań. Dlatego też niezależnie od wprowadzania nowych technik pomiarowych należy dokonywać analizy i reinterpretacji archiwalnych danych, korzystając z możliwości stwarzanych przez rozwój GIS (Dobesch i in. 2001, Tveito i in. 2006). Do bardzo wartościowych danych należą między innymi publikowane w rocznikach opadów PIHM i IMGW z lat 1954–1981 maksymalne sumy dobowe (określane w dalszej części niniejszej pracy jako **MSD**), rejestrowane w posterunkach opadowych i stacjach meteorologicznych dla poszczególnych miesięcy.

Dotychczasowe analizy maksymalnych opadów dobowych, występujących na obszarze Polski, mają z punktu widzenia współczesnych możliwości i potrzeb istotne słabości (Bogdanowicz, Stachy 1998, Fal, Plenzler 1981, Kłysik, Fortuniak 1993, Ustrnul, Czekierda 2000). Po pierwsze były wykonywane w oparciu o niewielką część dostępnych zbiorów danych. Przyczyną tego stanu rzeczy było z jednej strony traktowanie bardzo rygorystycznie warunków kompletności danych i równomierności pokrycia, a także ówczesne trudności „techniczne” przetwarzania dużych ich zbiorów. Po drugie wykorzystywany aparat matematyczny skoncentrowany był na analizie czasowej, najczęściej powtarzalności opadów z określonych klas wysokości. Obraz przestrzenny uzyskiwany za pomocą bardzo prostych metod miał charakter drugorzędny.

Przeprowadzone przez Stacha i Tamulewicza analizy przestrzenne sum miesięcznych opadów dla wielolecia 1956–1980 (2005a, 2005b) wykazały, że niewielkie zmiany ilości i rozmieszczenia danych pomiarowych nie mają istotnego znaczenia dla dokładności uzyskanego rozkładu przestrzennego zjawiska. Dlatego też stosowana zazwyczaj przez klimatologów procedura „najpierw agregacja – potem interpolacja” nie ma w tym przypadku uzasadnienia. Wykorzystanie wszystkich dostępnych danych poprzez odwrócenie wspomnianej wyżej procedury jest w tej sytuacji bardziej logiczne. Obraz przestrzenny dla wielolecia uzyskiwany jest przez wykonywanie operacji arytmetycznych (statystycznych) na warstwach rastrowych otrzymanych z danych pomiarowych z poszczególnych terminów.

Dane **MSD** opadów są specyficzne, bo nieciągłe przestrzennie. O ile można z uproszczeniem przyjąć, że pole sum miesięcznych opadów ma charakter ciągły, to w tym przypadku założenie to nie ma uzasadnienia. **MSD** nie są jednakże efektem zjawiska w 100% losowego. Przyjęto hipotezę (potwierdzoną w dalszym toku postępowania), że prawdopodobieństwo wystąpienia określonych wielkości **MSD** charakteryzuje się autokorelacją przestrzenną, a zatem ciągłością przestrzenną. Logiczną konsekwencją takiego podejścia jest możliwość zastosowania metod geostatystyki nieparametrycznej (Journel 1983, Deutsch, Journel 1998, Goovaerts 1997). Umożliwiają one określenie dla dowolnej lokalizacji pełnego warunkowego kumulacyjnego rozkładu prawdopodobieństwa szacowanej zmiennej przestrzen-

nej, a w tym także (a) wielkości **MSD** o określonym prawdopodobieństwie wystąpienia, (b) prawdopodobieństwa wystąpienia **MSD** o określonej sumie.

Wszystkie jednak sposoby estymacji oparte na regresji liniowej liczonej metodą najmniejszych kwadratów mają istotną wadę. Jest nią zmienne lokalnie „wygładzanie” rozkładu statystycznego estymowanej cechy. W kategoriach ilościowych wada metod interpolacyjnych polega na tym, że wygenerowany za ich pomocą model (powierzchnia opisana izoliniami) ma inną charakterystykę statystyczną (rozkład zmiennej/histogram) i przestrzenną (semiwariogram), niż oryginalna próbka, na podstawie której powstał. Najistotniejszy z punktu widzenia analizy ekstremalnych opadów jest fakt, że w efekcie estymacji uzyskujemy niedoszacowanie wartości maksymalnych. Aby ten problem choć częściowo pokonać, na gruncie geostatystyki opracowano kilka metod symulacji przestrzennej, które honorując dane pomiarowe, umożliwiają generowanie szeregu równie prawdopodobnych obrazów (modeli) w pełni zachowujących charakterystyki rozkładu statystycznego próbki i strukturę przestrzenną zjawiska (Deutsch, Journel 1998, Goovaerts 1997). Stwarza to duże możliwości ilościowej oceny niepewności naszych szacunków. Geostatystyczne metody estymacji dają optymalne oceny (wraz z szacunkiem ich niepewności) wartości analizowanego parametru **w punkcie**, metody symulacji zaś **dla obszarów** (zlewni rzecznych, regionów fizyczno-geograficznych, jednostek administracyjnych itp.).

Podsumowując, celem niniejszej pracy było opracowanie i przetestowanie na danych wieloletnich oryginalnej metodyki szacowania i symulowania rozkładu przestrzennego prawdopodobieństwa maksymalnych opadów dobowych dla poszczególnych miesięcy i całego roku.

Dane pomiarowe

Materiałem źródłowym, wykorzystanym w niniejszej pracy, były publikowane dane o wielkości **MSD** notowanych w posterunkach opadowych, określone dla poszczególnych miesięcy i lat 25-lecia 1956–1980 (Roczniki Opadowe PIHM/IMGW). Uzupełnione są one informacją o dacie wystąpienia rocznego maksymalnego opadu dobowego. Poza tym uzyskano analogiczne materiały z terenu Niemiec, ze strefy o szerokości ok. 30 km od granicy Polski (w poszczególnych terminach od 14 do 54 stanowisk). W sumie na obszarze o powierzchni ponad 321 000 km² w analizowanym wieloleciu pomiary opadów wykonywano średnio w 2575 lokalizacjach. Średnia odległość między najbliższymi stanowiskami wynosiła 7,7 km (SD = 2,7 km). Aktualnie sieć pomiarowa opadów jest o połowę mniejsza. Biorąc pod uwagę nizinny w przewadze charakter naszego kraju ówczesne zagęszczenie stanowisk pluwiometrycznych należy uznać za bardzo duże i uzyskany w tym okresie materiał pomiarowy jest bardzo cenny.

Metodyka

Procedury geostatystyki nieparametrycznej (Journel 1983, Deutsch, Journel 1998, Gooverts 1997) mają swoją podstawę w kodowaniu binarnym (0,1) danych

pomiarowych określającym prawdopodobieństwo przekroczenia określonej wartości progowej najczęściej wybranej z krzywej kumulacyjnej całego zbioru danych (decyle, percentyle). Wykonywana na takich danych geostatystyczna analiza struktury przestrzennej daje ocenę prawdopodobieństwa, że pomiary **MSD** w dwóch punktach leżących od siebie w określonej odległości i kierunku (anizotropia) przyniosłyby wyniki znajdujące się po przeciwnych stronach wartości progowej. Kodowanie binarne dokonuje się dla szeregu wartości progowych umożliwiających względnie dokładną dyskredytację całego zakresu zmienności analizowanej cechy, zwłaszcza zaś dla szczególnie interesujących wartości ekstremalnych.

Po obliczeniu empirycznych miar struktury przestrzennej danych kodowanych (najczęściej semiwariogram) dokonuje się ich modelowania matematycznego. Natomiast uzyskane modele są podstawą geostatystycznej metody estymacji danych kodowanych: krigingu danych kodowanych (*Indicator Kriging* – **IK**, Deutsch, Journal 1998, Goovaerts 1997). **IK** daje dla każdej wskazanej lokalizacji nie jedną szacowaną wartość analizowanej cechy, lecz pełen warunkowy kumulacyjny rozkład prawdopodobieństwa (*conditional cumulative distribution function* – **ccdf**) umożliwiający między innymi określenie najbardziej wiarygodnej (a) wielkości **MSD** o określonym prawdopodobieństwie wystąpienia, (b) określenie prawdopodobieństwa wystąpienia **MSD** o określonej sumie.

Kolejnym etapem prowadzonych prac były symulacje wartości **MSD** opadów. Najczęściej stosowane sekwencyjne metody symulacji przestrzennej (Deutsch, Journal 1998, Goovaerts 1997) mają jednakże istotną słabość, która dyskwalifikowała je do zastosowania w niniejszej pracy. Nie można bowiem za pomocą nich (albo z dużymi „problemami”) w wiarygodny sposób odwzorowywać struktur wielkoskalowych symulowanego zjawiska. **MSD** są zaś efektem kilku procesów działających w różnych skalach przestrzennych: opadów konwekcyjnych, frontalnych i orograficznych. Symulacje metodami sekwencyjnymi są także dość czasochłonne, co przy 325 zbiorach danych jest bardzo istotne (300 zbiorów miesięcznych i 25 rocznych **MSD** z lat 1956–1980). Zdecydowano się zatem skorzystać z algorytmu symulacji pola prawdopodobieństwa (*p-field simulation*, Srivastava 1992, Froidevaux 1993), które wyżej wymienionych wad jest pozbawiony. Inicjalne pole prawdopodobieństwa o strukturze przestrzennej zgodnej z modelem semiwariogramu analizowanego zbioru danych generowano za pomocą bardzo szybkiej, bezwarunkowej symulacji spektralnej (Yao 1998a, 1998b). Wartości wszystkich węzłów siatki symulacyjnej były następnie jednocześnie losowane z odpowiednich warunkowych kumulacyjnych funkcji rozkładu prawdopodobieństwa (**ccdf**) uzyskanych za pomocą **IK**.

Przyjęta procedura estymacji i symulacji pola prawdopodobieństwa **MSD** wymagała obliczenia i modelowania semiwariogramów danych znormalizowanych dla każdego z 325 analizowanych zbiorów pomiarów. Rozciągłość i zróżnicowanie obszaru Polski oraz wielkość dostępnego zbioru danych były podstawą do decyzji o obliczeniach semiwariogramów bezkierunkowych (*omnidirectional*) do odległości nieco ponad 200 km (85 odstępów o szerokości 2,5 km). Kriging wartości kodowanych (**IK**), który posłużył do zbudowania dla każdego węzła siatki estymacji/symulacji kompletnej warunkowej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa (**ccdf**),

oparto na dyskredytyzacji rozkładu danych pomiarowych za pomocą 13 wartości progowych odpowiadających 1, 5, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70, 80, 90, 95 i 99 percentyli. Pociągnęło to za sobą konieczność obliczenia i modelowania 4225 semiwariogramów (325×13). Ponieważ największe znaczenie dla jakości uzyskanych estymacji i symulacji ma poprawne zidentyfikowanie i modelowanie cech autokorelacji wyników pomiarów na krótkich dystansach, a ilość i rozkład przestrzenny posiadanych na to pozwalały, zdecydowano się ograniczyć analizę struktury przestrzennej danych kodowanych do odległości 37,5 km (15 odstępów po 2,5 km).

Kompletny schemat wykonywanych obliczeń struktury przestrzennej, estymacji i symulacji **MSD** przedstawiono na rycinie 1. Normalizację zmiennych oraz obliczenia i modelowanie semiwariancji wykonano za pomocą programu **ISATIS** (Bleinen i in. 2006), natomiast pozostałą część procedury – korzystając z programu **IKSIM** (Ying 2000).

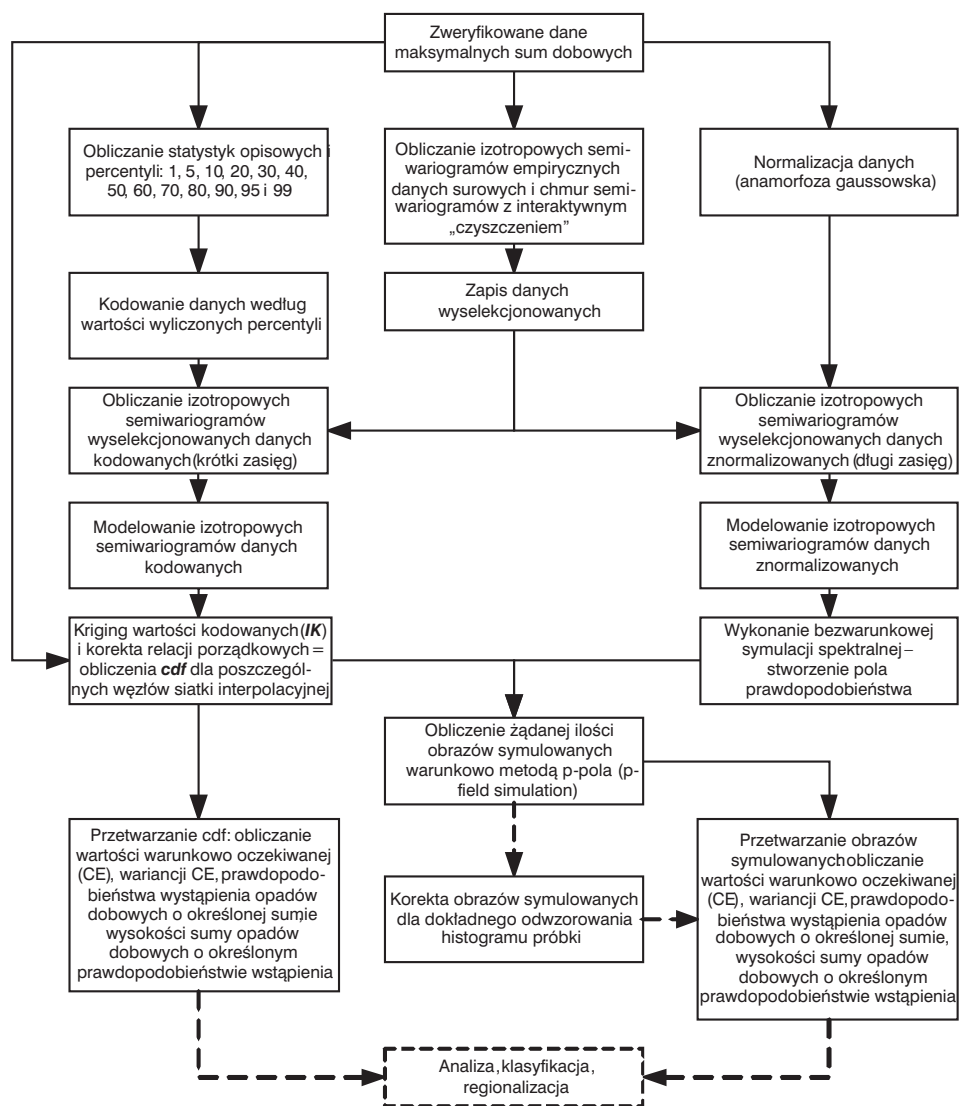
Wyniki

Próba zastosowania metod **IK** i *p-field* do oceny prawdopodobieństwa **MSD** opadów miesięcznych i rocznych dała bardzo dobre wyniki. Na rycinach 2 i 3 zaprezentowano jako przykład estymowane i symulowane zróżnicowanie przestrzenne maksymalnych rocznych sum dobowych opadów w roku 1957. Niezadowalające na razie są jedynie obrazy uzyskane dla oceny prawdopodobieństwa opadów poza skrajnymi percentylami, tj. 1 i 99. Wynika to z przyjętej na tym etapie pracy metody ekstrapolacji „ogonów” estymowanych **ccdf**. Ten element procedury wymaga jeszcze modyfikacji. Obrazy symulowane dają dodatkowo możliwość oceny ilości „małych” komórek konwekcyjnych nie zarejestrowanych przez sieć pomiarową i objętości wody opadowej, którą zawierały (ryc. 3).

Wstępna analiza **MSD** rocznych dla wielolecia (statystyki rastrów) wykazuje, że na terenie naszego kraju wyraźne różnice reżimu ekstremalnych opadów zaznaczają się jedynie między górami i resztą kraju. Zmienność w obrębie nizin i wyżyn jest relatywnie niewielka i prawdopodobnie w pewnym stopniu nieistotna. Wysokość dobowych opadów o prawdopodobieństwie 1% na znacznej części Niżu i wyżyn jest przypuszczalnie znacznie wyższa niż dotąd przyjmowano (Fal, Plenzler 1981). Dotychczas uzyskane wyniki wskazują na wartości raczej z zakresu 130–170 mm niż 80–100 mm. Może to wynikać z faktu, że cytowane powyżej opracowanie wykonano na krótszej serii danych i dla niewielkiej ilości punktów pomiarowych.

Dla czterech terminów w latach 1957, 1974, 1978 i 1980 zaobserwowano charakterystyczne rozkłady przestrzenne bardzo wysokich opadów (ryc. 2 i 3). W obrębie silnie wydłużonej strefy opadów o wysokości 50 do 80 mm (w roku 1957 w północno-wschodniej Polsce przy granicy z Obwodem Kaliningradzkim) występowało kilka ułożonych w jednej linii „pików”, gdzie zarejestrowana suma dobową przekraczała znacznie 100 mm. Taki układ opadów i rozciągłość przestrzenna wskazywałyby na możliwość wystąpienia Mezoskalowych Systemów Konwekcyjnych typu linii szkwału (*squall line Mesoscale Convective Systems*, Houze 2004, Laing 2003, Market, Allen 2003, Parker, Johnson 2000, 2004, Schumacher, Johnson

2005). Tego typu zjawiska według wiedzy autora nie były notowane na terytorium Polski, choć obserwowano je w innych krajach europejskich (Laing 2003, Punka, Bister 2005, Rigo, Llasat 2005, Sánchez-Laulhé 2006). Jednoznaczna identyfikacja MSK, jego genety i ewolucji możliwa jest tylko dzięki monitoringowi teledetekcyj-



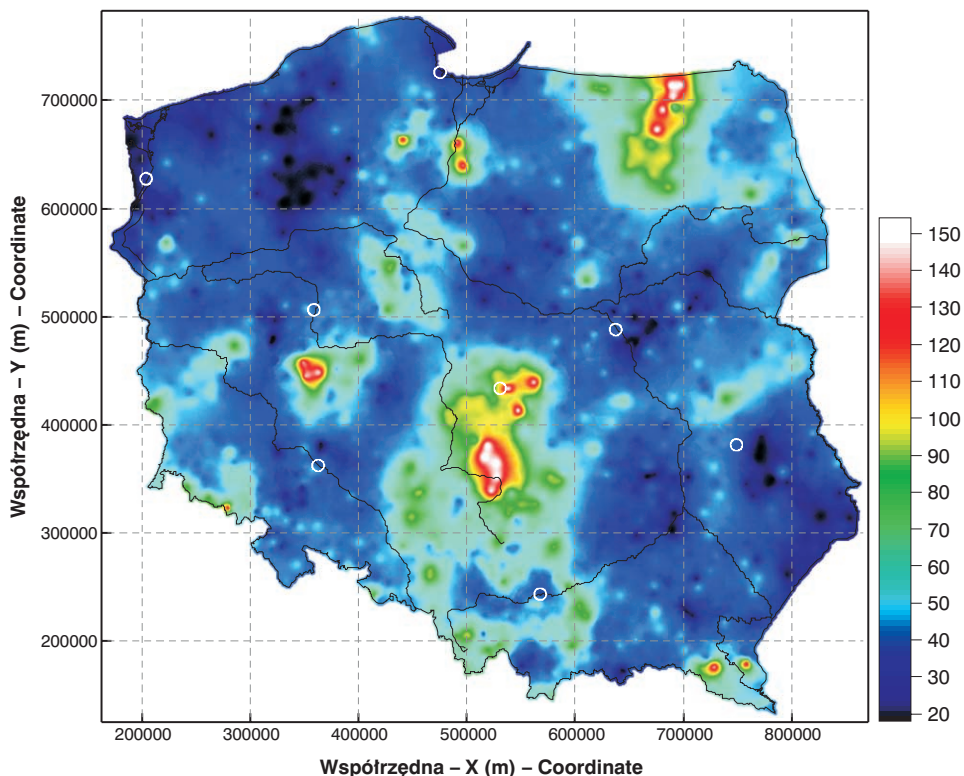
Ryc. 1. Schemat stosowanego algorytmu estymacji i symulacji pola prawdopodobieństwa maksymalnych opadów dobowych dla pojedynczego zbioru danych miesięcznych lub rocznych. Kroki opcjonalne zaznaczono przerywaną linią

Fig. 1. Schematic diagram of the algorithm employed to estimate and simulate the probability field of maximum daily rainfall totals for a single set of monthly or annual data. Optional steps are indicated by a dashed line

nemu. Analizowane dane, dzięki swojej wysokiej gęstości przestrzennej, mogą wskazywać jedynie na możliwość wystąpienia takiego zjawiska.

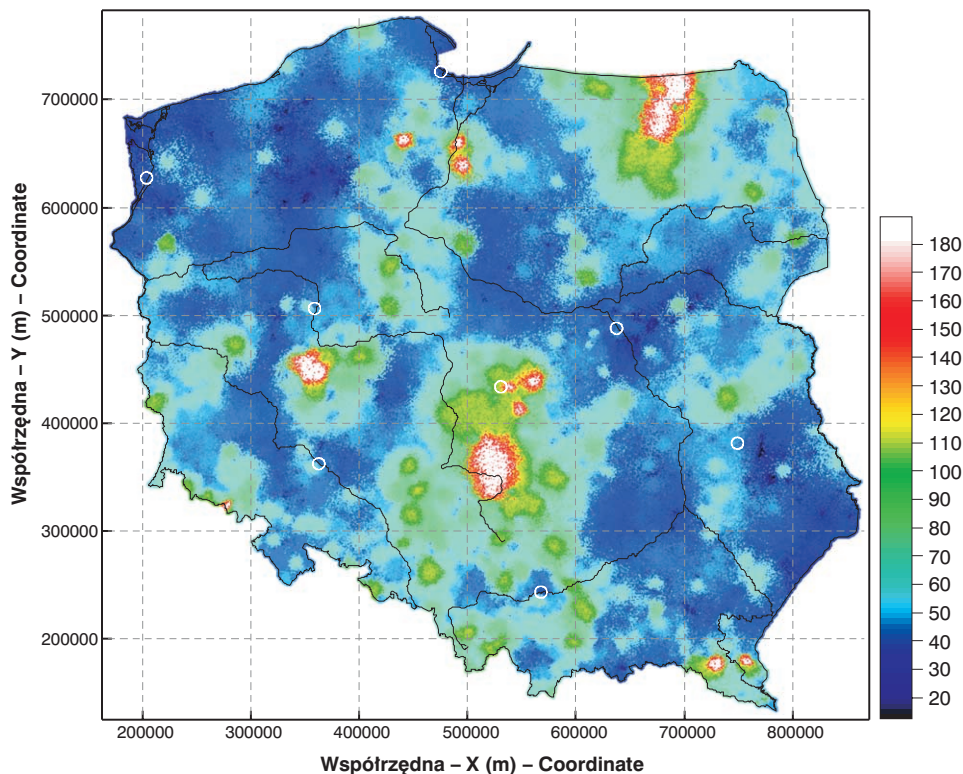
Efektem końcowym tego etapu prac będzie rastrowa baza danych umożliwiająca uzyskanie szeregu charakterystyk probabilistycznych **MSD** opadów zarówno w punkcie, jak i dla określonej przez użytkownika powierzchni. Jakość estymacji będzie dodatkowo weryfikowana metodą kros-walidacji (Deutsch, Journel 1998, Goovaerts 1997).

Uzyskane wyniki umożliwiają także uzyskanie szeregu innych, cennych informacji dotyczących struktury przestrzennej, mechanizmu i rozmiarów ekstremalnych opadów. Są one efektem etapu prac obejmującego obliczanie miar struktury przestrzennej **MSD** opadów i ich matematycznego modelowania. Użycie w obliczeniach estymacji i symulacji niepoprawnych modeli semiwariogramów skutkuje oczywiście niską jakością uzyskanych obrazów przestrzennych. Z drugiej strony same modele stanowią ważny materiał źródłowy do studiów nad genezą i mechanizmem wysokich opadów atmosferycznych. Strukturę przestrzenną opadów przy użyciu różnych miar autokorelacji przestrzennej analizowano już wielokrotnie



Ryc. 2. Estymowana warunkowo oczekiwana (*conditional expectation*) suma maksymalnego rocznego opadu dobowego (w mm) w 1957 r.

Fig. 2. Estimated conditionally expected value of maximum daily rainfall total (in mm) for year 1957



Ryc. 3. Estymowana warunkowo oczekiwana (*conditional expectation*) suma maksymalnego rocznego opadu dobowego (w mm) w 1957 r.

Fig. 3. Estimated conditionally expected value of maximum daily rainfall total (in mm) for year 1957

(Bacchi, Kottogoda 1995, Berne i in. 2006, Ciach, Krajewski 2006, Ferraris i in. 2003, Goodrich i in. 1995, Haberlandt 2007, Hauf, Theusner 2003, Joseph i in. 2000, Moszkowicz 2000, Skaugen 1997, Yoo, Ha 2007). Jako materiał źródłowy w niektórych z nich wykorzystywano ciągle rejestracje pluwiograficzne lub teledetekcyjne, co umożliwiałało wykonanie pełnej oceny struktury przestrzennej dla opadów o różnej wysokości i czasie trwania. W żadnej jednak z cytowanych prac nie dysponowano tak dużym zbiorem danych wyłącznie ekstremalnych opadów. Zazwyczaj także analiza ograniczała się do znacznie mniejszych obszarów i krótszych przedziałów czasu. W oparciu o posiadany materiał pomiarowy można się było pokusić o analizę zmienności sezonowej, a po obliczeniu semiwariogramów dla sekwencji wartości progowych – także zróżnicowania w obrębie poszczególnych klas wysokości opadów.

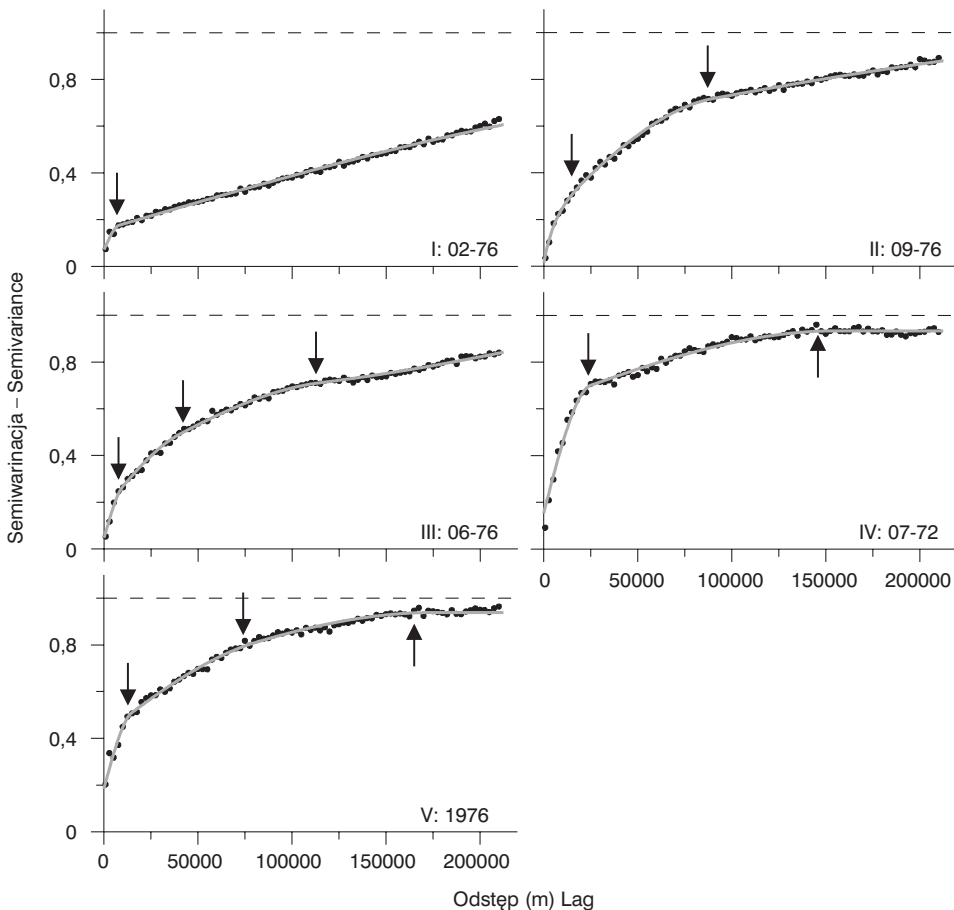
Dotychczasowe wyniki prowadzonych prac upoważniają do wyróżnienia w zbiorze danych **MSD** miesięcznych, 5 typów struktur przestrzennych (ryc. 4):

1. nugget + 1 struktura + trend,
2. nugget + 2 struktury + trend,

3. nugget + 3 struktury + trend,
4. nugget + 2 struktury,
5. nugget + 3 struktury.

Roczne **MSD** wykazują struktury przestrzenne jedynie typu drugiego, czwartego lub piątego. Najczęściej występuje typ drugi: w 45% **MSD** miesięcznych i 44% – rocznych. Udział struktur typu 1, 4 i 5 jest dla zbioru danych miesięcznych podobny – od ok. 15 do 18%. Struktura **MSD** rocznych typu 4 występuje w 20% przypadków, typu 5 – w 36%.

Najbardziej powszechnie występującą i znaczącą jest autokorelacja **MSD** opadów o zasięgu od poniżej 10 do 30 km (średnio ok. 15,5 km). Istnienie takiej struktury



Ryc. 4. Przykładowe semiwariogramy empiryczne danych znormalizowanych oraz ich modele dla pięciu wyróżnionych typów struktury przestrzennej **MSD** opadów. Strzałkami zaznaczono orientacyjne zasięgi poszczególnych struktur

Fig. 4. Examples of normalised data experimental semivariograms and their models for five identified types of maximum daily rainfall totals spatial structure. Arrows indicates approximate ranges of respective structures

przestrzennej jednego z dwóch wyróżnionych typów silnych opadów w okolicach Oslo podawał Skaugen (1997). Drugie złamanie krzywej autokorelacji występuje przy odległościach wahających się od 25 do 180 km (średnio ok. 76,5 km). Zasięg trzeciej struktury podobieństwa **MSD** wynosi przeciętnie ok. 158 km i waha się w przedziale od 90 do 250 km. Haberlandt (2007), wykonując analizę struktury przestrzennej ekstremalnych opadów z sierpnia 2002 r., które wywołały katastrofalną powódź w dorzeczu Łaby, zidentyfikował dla dobowych sum opadów autokorelację o zasięgu ok. 80/90 km. Uwzględnienie w analizie strukturalnej anizotropii wykazało, że wzdłuż głównej jej osi opady dobowe wykazywały podobieństwo na dystansie 140 km, w kierunku prostopadłym do niej – 80 km. Wykresy, które zaprezentował cytowany autor (Haberlandt 2007), wskazywałyby na istnienie również struktury o zasięgu mniejszym niż 20 km. Przyjęta jednak wielkość jednostkowego odstępu (*lag*) przy analizie danych z deszczomierzy była zbyt duża, aby ten fakt można było jednoznacznie stwierdzić. Ocena zasięgu trendu występującego w wyróżnionych 1, 2 i 3 typie struktury przestrzennej **MSD** może być jedynie szacunkowa. Prawdopodobnie są to odległości rzędu 300 do 450 km. Pole **MSD** na obszarze Polski jest zatem najczęściej efektem sumowania się skutków działania trzech (a może czterech) typów procesów operujących w różnych skalach przestrzennych: lokalnej (<10–20 km), regionalnej (50–200 km) i ponadregionalnej (>300 km). Wstępnie można postawić hipotezę o związku wyróżnionych skal przestrzennych z konwekcyjną/orograficzną, synoptyczną (frontalną) i „klimatologiczną” genezą wysokich opadów.

Zmienność losowa (nugget), wynikająca z błędów pomiaru wysokości opadów, niedokładności określenia lokalizacji stanowisk pomiarowych i zmienności krótkodystansowej (na odległościach mniejszych od 2,5 km), wynosi dla danych miesięcznych 11,3% (SD = 8,4%) całej wariancji danych i wykazuje wyraźną zmienność sezonową – jest wyższa w miesiącach jesienno-zimowych (XI–III). Może to być częściowo związane z większymi błędami pomiarów opadów w chłodnej porze roku (np. silniejsze wiatry), ale także wyższą zmiennością krótkodystansową opadów śniegu. Dla rocznych **MSD** średnia wariancja nuggetowa jest nieco niższa (9,9%), ale przede wszystkim znacznie mniej zróżnicowana (SD = 4,8%). Podobną wielkość semiwariancji nuggetowej (ok. 10%) ekstremalnych opadów dobowych z sierpnia 2002 r. stwierdził Haberlandt (2007). Struktura przestrzenna **MSD** zmienia się dla poszczególnych klas wysokości opadów, a struktury „przeciwnych ekstremów” są zazwyczaj do siebie niepodobne. Temat ten będzie szerzej omówiony w osobnym opracowaniu.

Podsumowanie

Próba zastosowania metod **IK** i *p-field* do oceny prawdopodobieństwa **MSD** opadów miesięcznych i rocznych dała bardzo dobre wyniki. Na terenie naszego kraju wyraźne różnice reżimu ekstremalnych opadów zaznaczają się jedynie między górami i resztą kraju. Wysokość dobowych opadów o prawdopodobieństwie 1% na znacznej części Niżu i wyżyn jest prawdopodobnie dużo wyższa niż to przyjmowano dotychczas. Obrazy symulowane dają także możliwość oceny ilości „małych” komórek konwekcyjnych nie zarejestrowanych przez sieć pomiarową i

objętości wody opadowej, którą zawierały. Można także postawić hipotezę o istotnej roli Mezokalowych Systemów Konwekcyjnych w generowaniu ekstremalnych **MSD** opadów. Dotychczas uzyskane wyniki umożliwiły identyfikację i wstępną klasyfikację typów i zasięgów struktury przestrzennej **MSD**.

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

Literatura

- Bacchi B., Kottegoda N. 1995. Identification and calibration of spatial correlation patterns of rainfall. *Journal of Hydrology*, 165, 311–348.
- Bell J.L., Sloan L.C., Snyder M.A. 2004. Regional changes in extreme climatic events: a future climate scenario. *Journal of Climate*, 17, 81–87.
- Berne A., Boudevillain B., Kirstetter P.-E., Delrieu G. 2006. Spatial structure of intense Mediterranean precipitation. [W:] *Proceedings of ERAD 2006, Fourth European Conference on Radar in Meteorology and Hydrology, Barcelona, 18–22.09.2006.* (www.gra-hi.upc.es/ERAD2006/proceedingsMask/00123.pdf).
- Bleines C., Deraisme J., Geffroy F., Jeannée N., Perseval S., Rambert F., Renard D., Torres O., Touffait Y. 2006. *Isatis technical references, version 6.0.0.* Geovariences and Ecole des Mines de Paris, s. 1–136.
- Bogdanowicz E., Stachý J. 1998. Maksymalne opady deszczu w Polsce. Charakterystyki projektowe. Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej, Materiały Badawcze, Seria: Hydrologia i Oceanologia, 23, 1–85.
- Christensen O.B., Christensen J.H. 2004. Intensification of extreme European summer precipitation in a warmer climate. *Global and Planetary Change*, 44, 107–117.
- Ciach G.J., Krajewski W.F. 2006. Analysis and modeling of spatial structure in small-scale rainfall in Central Oklahoma. *Advances in Water Resources*, 29, 1450–1463.
- Deutsch C.V., Journel A.G. 1998. *GSLIB: Geostatistical software library and user's guide.* Wyd. 2. Oxford University Press, New York, s. 1–369.
- Dobesch H., Tveito O.E., Bessemoulin P. 2001. *Geographic Information Systems in climatological application.* Norwegian Meteorological Institute, Oslo, DNMI – Report, Klima, 13/01, 1–49.
- Dore M.H.I. 2005. Climate change and changes in global precipitation patterns: What do we know. *Environment International*, 31, 1167–1181.
- Douglas E.M., Barros A.P. 2003. Probable maximum precipitation estimation using multifractals: application in the eastern United States. *Journal of Hydrometeorology*, 4, 1012–1024.
- Durrans S.R., Kirby J.T. 2004. Regionalization of extreme precipitation estimates for the Alabama rainfall atlas. *Journal of Hydrology*, 295, 101–107.
- Endo N., Ailikun B., Yasunari T. 2005. Trends in precipitation amounts and the number of rainy days and heavy rainfall events during summer in China from 1961 to 2000. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, 83 (4), 621–631.
- Fal B., Plenzler W. 1981. Intensywność zasilania opadowego w Polsce (mapa maksymalnych sum opadów dobowych o prawdopodobieństwie $p=1\%$). *Wiadomości Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej*, 7, (1–2), 55–60.
- Faulkner D.S., Prudhomme C. 1998. Mapping an index of extreme rainfall across the UK. *Hydrology and Earth Systems Sciences*, 2 (2–3), 183–194.

- Ferraris L., Gabellani S., Parodi U., Rebora N. 2003. Revisiting multifractality in rainfall fields. *Journal of Hydrometeorology*, 4, 544–551.
- Fowler H.J., Ekström M., Kilsby C.G., Jones P.D. 2005. New estimates of future changes in extreme rainfall across the UK using regional climate model integrations. 1. Assessment of control climate. *Journal of Hydrology*, 300, 212–233.
- Frei C., Davies H.C., Gurtz J., Schär C. 2000. Climate dynamics and extreme precipitation and flood events in Central Europe. *Integrated Assessment*, 1, 281–299.
- Frei C., Schär C., Lüthi D., Davies H.C. 1998. Heavy precipitation processes in a warmer climate. *Geophysical Research Letters*, 25 (9), 1431–1434.
- Froidevaux R. 1993. Probability field simulation. W: Soares A. (red.). *Geostatistics Troia 1992*. Volume 1, Kluwer, New York, s. 73–84.
- Gellens D. 2000. Trend and correlation analysis of k-day extreme precipitation over Belgium. *Theoretical and Applied Climatology*, 66, 117–129.
- Gershunov A., Cayan D.R. 2003. Heavy daily precipitation frequency over contiguous United States: sources of climatic variability and seasonal predictability. *Journal of Climate*, 16, 2752–2765.
- Goodrich D.C., Faurès J.-M., Woolhiser D.A., Lane L.L., Sorooshian S. 1995. Measurement and analysis of small-scale convective storm rainfall variability. *Journal of Hydrology*, 173, 283–308.
- Goovaerts P. 1997. *Geostatistics for natural resources evaluation*. Oxford University Press, New York, s. 1–483.
- Groisman P.Y., Knight R.W., Easterling D.R., Karl T.R., Hegerl G.C., Razuvaev V.N. 2005. Trends in intense precipitation in the climate record. *Journal of Climate*, 18, 1326–1350.
- Haberlandt U. 2007. Geostatistical interpolation of hourly precipitation from rain gauges and radar for a large-scale extreme rainfall event. *Journal of Hydrology*, 332, 144–157.
- Hauf T., Theusner M. 2003. On the small scale structure of convective precipitation. W: 83rd Annual Meeting American Meteorological Society, 17th Conference on Hydrology, Observing and Understanding the Variability of Water in Weather and Climate, Long Beach, CA, 8–13.02.2003 (<http://ams.confex.com/ams/pdfpapers/54660.pdf>).
- Hennessy K.J., Gregory J.M., Mitchell J.F.B. 1997. Changes in daily precipitation under enhanced greenhouse conditions. *Climate Dynamics*, 13, 667–680.
- Houze R.A. 2004. Mesoscale Convective Systems. *Reviews of Geophysics*, 42, 1–43.
- Joseph R., Ting M., Kumar P. 2000. Multiple-scale spatio-temporal variability of precipitation over coterminous United States. *Journal of Hydrometeorology*, 1, 373–392.
- Journel A.G. 1983. Non-parametric estimation of spatial distributions. *Mathematical Geology*, 15 (3), 445–468.
- Kane S., Oki T., Kashida A., 2004. Changes in hourly heavy precipitation at Tokyo from 1890 to 1999. *Journal of the Meteorological Society of Japan*, 82 (1), 241–247.
- Kanistrøm I., Mamen J. 2003. The relationship of extreme precipitation events to weather conditions in Nordland, Norway. *Norsk Geografisk Tidsskrift – Norwegian Journal of Geography*, 57, 185–193.
- Kharin V.V., Zwiers F.W. 2005. Estimating extremes in transient climate change simulations. *Journal of Climate*, 18, 1156–1173.
- Kharin V.V., Zwiers F.W., Zhang X. 2005. Intercomparison of near-surface temperature and precipitation extremes in AMIP-2 simulations, reanalyses, and observations. *Journal of Climate*, 18, 5201–5223.
- Kiktev D., Sexton D.M.H., Alexander L., Folland C.K. 2003. Comparison of modeled and observed trends in indices of daily climate extremes. *Journal of Climate*, 16, 3560–3571.
- Klein Tank A.M.G., Können G.P. 2003. Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946–99. *Journal of Climate*, 16, 3665–3680.

- Kłysik K., Fortuniak K. 1993. Maksymalne opady dobowe w środkowej Polsce. *Przegląd Geograficzny IGiPZ PAN*, 65 (1–2), 97–110.
- Koning A.J., Franses P.H. 2005. Are precipitation levels getting higher? Statistical evidence for the Netherlands. *Journal of Climate*, 18, 4701–4714.
- Konrad II C.E. 2001. The most extreme precipitation events over the eastern United States from 1950 to 1996: considerations of scale. *Journal of Hydrometeorology*, 2, 309–325.
- Kothavala Z. 1997. Extreme precipitation events and the applicability of global climate models to the study of floods and droughts. *Mathematics and Computers in Simulation*, 43, 261–268.
- Kundzewicz Z.W. 2005. Intense precipitation and high river flows in Europe – observations and projections. *Acta Geophysica Polonica*, 53 (4), 385–400.
- Kundzewicz Z.W., Ulbrich U., Brücher T., Graczyk D., Krüger A., Leckebusch G.C., Menzel L., Pińskwar I., Radziejewski M., Szwed M., 2005. Summer floods in central Europe – climate change track? *Natural Hazards*, 36, 165–189.
- Kunkel K.E. 2003. North American trends in extreme precipitation. *Natural Hazards*, 29, 291–305.
- Kunkel K.E., Andsager K., Easterling D.R. 1999. Long-term trends in extreme precipitation events over the conterminous United States and Canada. *Journal of Climate*, 12, 2515–2527.
- Laing A.G. 2003. Mesoscale Convective Systems. W: Holton J., Pyle J., Curry J. (red.). *The Encyclopedia of Atmospheric Sciences*. Elsevier, s. 1251–1261.
- Market P., Allen S. 2003. Precipitation efficiency of warm-season Midwestern Mesoscale Convective Systems. *Weather and Forecasting*, 18, 1273–1285.
- Moszkowicz S. 2000. Small-scale structure of rain field – preliminary results basing on a digital gauge network and on MRL-5 Legionowo radar. *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, 25, (10–12), 933–938.
- Nesbitt S.W., Zipser E.J., Kummerow C.D. 2004. An examination of version-5 rainfall estimates from the TRMM microwave imager, precipitation radar, and rain gauges on global, regional, and storm scales. *Journal of Applied Meteorology*, 43, 1016–1036.
- New M., Todd M., Hulme M., Jones P. 2001. Precipitation measurements and trends in the twentieth century. *International Journal of Climatology*, 21, 1899–1922.
- Palmer T.N., Räisänen J., 2002. Quantifying the risk of extreme seasonal precipitation events in changing climate. *Nature*, 415, 512–514.
- Parker M.D., Johnson R.H. 2000. Organizational modes of midlatitude Mesoscale Convective Systems. *Monthly Weather Review*, 128, 3413–3436.
- Parker M.D., Johnson R.H. 2004. Structures and dynamics of quasi-2D Mesoscale Convective Systems. *Journal of Atmospheric Sciences*, 61, 545–567.
- Punka A.-J., Bister M. 2005. Occurrence of summertime convective precipitation and Mesoscale Convective Systems in Finland during 2000–2001. *Monthly Weather Review*, 133, 362–363.
- Räisänen J., Hansson U., Ullerstig A., Döscher R., Graham L.P., Jones C., Meier H.E.M., Samuelsson P., Willén U. 2004. European climate in the late twenty-first century: regional simulations with two driving global models and two forcing scenarios. *Climate Dynamics*, 22, 13–31.
- Rezacova D., Pesice P., Sokol Z. 2005. An estimation of the probable maximum precipitation for river basins in the Czech Republic. *Atmospheric Research*, 77, 407–421.
- Rigo T., Llasat M.C. 2005. Radar analysis of the life cycle of Mesoscale Convective Systems during the 10 June 2000 event. *Natural Hazards and Earth System Sciences*, 5, 959–970.
- Rudari R., Entekhabi D., Roth G. 2004. Terrain and multiple-scale interactions as factors in generating extreme precipitation events. *Journal of Hydrometeorology*, 5, 390–404.

- Sánchez-Laulhé J.M. 2006. A mesoscale convective system trapped along the Spanish Mediterranean Coast. *Advances in Geosciences*, 7, 153–156.
- Santos J.A., Corte-Real J., Ulbrich U., Palutikof J. 2007. European winter precipitation extremes and large-scale circulation: a coupled model and its scenarios. *Theoretical and Applied Climatology*, 87, 85–102.
- Schumacher R.S., Johnson R.H. 2005. Organization and environmental properties of extreme-rain-producing Mesoscale Convective Systems. *Monthly Weather Review*, 133, 961–976.
- Schumacher R.S., Johnson R.H. 2006. Characteristics of U.S. extreme rain events during 1999–2003. *Weather and Forecasting*, 21, 69–85.
- Seibert P., Frank A., Formayer H. 2007. Synoptic and regional patterns of heavy precipitation in Austria. *Theoretical and Applied Climatology*, 87, 139–153.
- Semmler T., Jacob D. 2004. Modeling extreme precipitation events – a climate change simulation for Europe. *Global and Planetary Change*, 44, 119–127.
- Skaugen T. 1997. Classification of rainfall into small- and large-scale events by statistical pattern recognition. *Journal of Hydrology*, 200, 40–57.
- Srivastava R.M. 1992. Reservoir characterization with probability field simulation. *SPE Formation Evaluation*, 7, (4), 927–937.
- Stach A., Tamulewicz J. 2005a. Analiza struktury pola opadów atmosferycznych Polski metodą składowych głównych powierzchni trendu. W: *Zintegrowany Monitoring Środowiska. Funkcjonowanie geosystemów Polski w warunkach zmian klimatu i różnokierunkowej antropopresji*, Biblioteka Monitoringu Środowiska, s. 523–540.
- Stach A., Tamulewicz J. 2005b. Rastrowa baza danych opadów atmosferycznych Polski i jej zastosowania. W: *Zintegrowany Monitoring Środowiska. Funkcjonowanie geosystemów Polski w warunkach zmian klimatu i różnokierunkowej antropopresji*. Biblioteka Monitoringu Środowiska, s. 541–561.
- Trenberth K.E., Dai A., Rasmussen R.M., Parsons D.B. 2003. The changing character of precipitation. *Bulletin of American Meteorological Society*, 84, 1205–1217.
- Trömel S., Schönwiese C.-D. 2007. Probability change of extreme precipitation observed from 1901 to 2000 in Germany. *Theoretical and Applied Climatology*, 87, 29–39.
- Tveito O.E. i in. 2006. Spatialisation of climatological and meteorological information by the support of GIS. *COST 719 Final Report, WG2 Spatialisation, Chapter II, Draft Version*, Oslo, 26.07.2006, s. 1–142 (http://cost719.met.no/wg2_final_report_DRAFT260706.pdf).
- Ulbrich U., Brücher T., Fink A.H., Leckebusch G.C., Krüger A., Pinto J.G. 2003. The central European floods of August 2002: Part 2 – Synoptic causes and considerations with respect to climatic change. *Weather*, 58, 434–443.
- Ustrnul Z., Czekierda D. 2000. Cyrkulacyjne uwarunkowania opadów atmosferycznych w Polsce. *Wiadomości Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej*, 23 (2), 3–22.
- Wehner M.F. 2004. Predicted twenty-first-century changes in seasonal extreme precipitation events in the parallel climate model. *Journal of Climate*, 17, 4281–4290.
- Wotling G., Bouvier Ch., Danloux J., Fritsch J.-M. 2000. Regionalization of extreme precipitation distribution using the principal components of the topographical environment. *Journal of Hydrology*, 233, 86–101.
- Yao T. 1998a. Conditional spectral simulation with phase identification. *Mathematical Geology*, 30 (3), 285–308.
- Yao T. 1998b. SPECSIM: A FORTRAN-77 program for conditional spectral simulation in 3D. *Computers and Geosciences*, 24, 911–921.
- Ying Z. 2000. Iksim: A fast algorithm for indicator kriging and simulation in the presence of inequality constraints, hard and soft data. *Computers and Geosciences*, 26, 493–507.

- Yoo C., Ha E. 2007. Effect of zero measurements on the spatial correlation structure of rainfall. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 21, 287–297.
- Zhai P., Zhang X., Wan H., Pan X. 2005. Trends in total precipitation and frequency of daily precipitation extremes over China. *Journal of Climate*, 18, 1096–1108.
- Zolina O., Kapala A., Simmer C., Gulev S.K. 2004. Analysis of extreme precipitation over Europe from different reanalyses: a comparative assessment. *Global and Planetary Change*, 44, 129–161.
- Zolina O., Simmer C., Kapala A., Gulev S. 2005. On the robustness of the estimates of centennial-scale variability in heavy precipitation from station data over Europe. *Geophysical Research Letters*, 32, L14707.

Summary

Estimation and simulation of the probability field of maximum daily precipitation

The identification of the pattern of recurrence and spatial extent of extreme precipitation events is of great practical importance, especially for water management and agriculture. Among materials of very great value are maximum daily rainfall totals (henceforth designated **MDTs**) published by the State Hydro-Meteorological Institute and the Institute of Meteorology and Water Management in their precipitation yearbooks of 1954–1981, recorded at rainfall measuring points and weather stations in individual months. So far analyses of maximum daily rainfalls have been made on the basis of only a small part of the data sets available, and obtaining a precise spatial picture has not been their chief goal. The **MDT** data are unique in that they are spatially discontinuous. Still, they are not the effect of a purely random phenomenon. The hypothesis adopted here (and corroborated later in the research) is that the probability of occurrence of specified **MDT** magnitudes shows spatial autocorrelation, and hence spatial continuity. A logical consequence of such an approach is the availability of methods of non-parametric geostatistics. The core of nonparametric geostatistics is a method of coded data estimation, viz. indicator kriging (**IK**). **IK** makes it possible to determine, for any location, (a) the most plausible **MDT** value with a specified probability, and (b) the probability of an **MDT** with a specified value. However, all estimation techniques based on linear regression calculated using the least-squares method have a major deficiency: a locally variable ‘smoothing’ of the statistical distribution of the characteristic being estimated. To alleviate this problem, if only partly, a few geostatistical methods of spatial simulation have been worked out which, while honouring measurement data, allow generating several equiprobable images (models) which fully preserve the characteristics of the statistical distribution of the sample and the spatial structure of the phenomenon. Geostatistical estimation methods yield optimum assessments (together with an estimate of their uncertainty) of the values of a parameter under analysis at a point, and simulation methods, for areas (river catchments, physical-geographic regions, administrative units, etc.). A complete schematic diagram of the performed calculations of the spatial structure, estimation and simulation of **MDTs** is presented in Figure 1. The research in progress is primarily intended to lead to the construction of a grid database of extreme precipitation events. However, the results obtained also make it possible to gain valuable information concerning their spatial structure, mechanism, and volume.

