

VIII

Sezonowość, wydajność i zmienność regionalna rocznych MSDO

VIII.1. Zmienność czasowa występowania i wydajności rocznych MSDO

Zgromadzone w bazie danych daty wystąpienia rocznych MSDO w wieloleciu dla poszczególnych stanowisk pomiarowych stwarzają możliwość analizy nie tylko zmienności przestrzennej, ale także czasowej. Na tej podstawie podjęto w pracy problem: 1) określenia i charakterystyki zmiennego sezonowo prawdopodobieństwa rocznych MSDO o określonej wysokości dla obszaru całej Polski, 2) hipotezy dotyczącej zróżnicowania regionalnego terminów wystąpień rocznych MSDO.

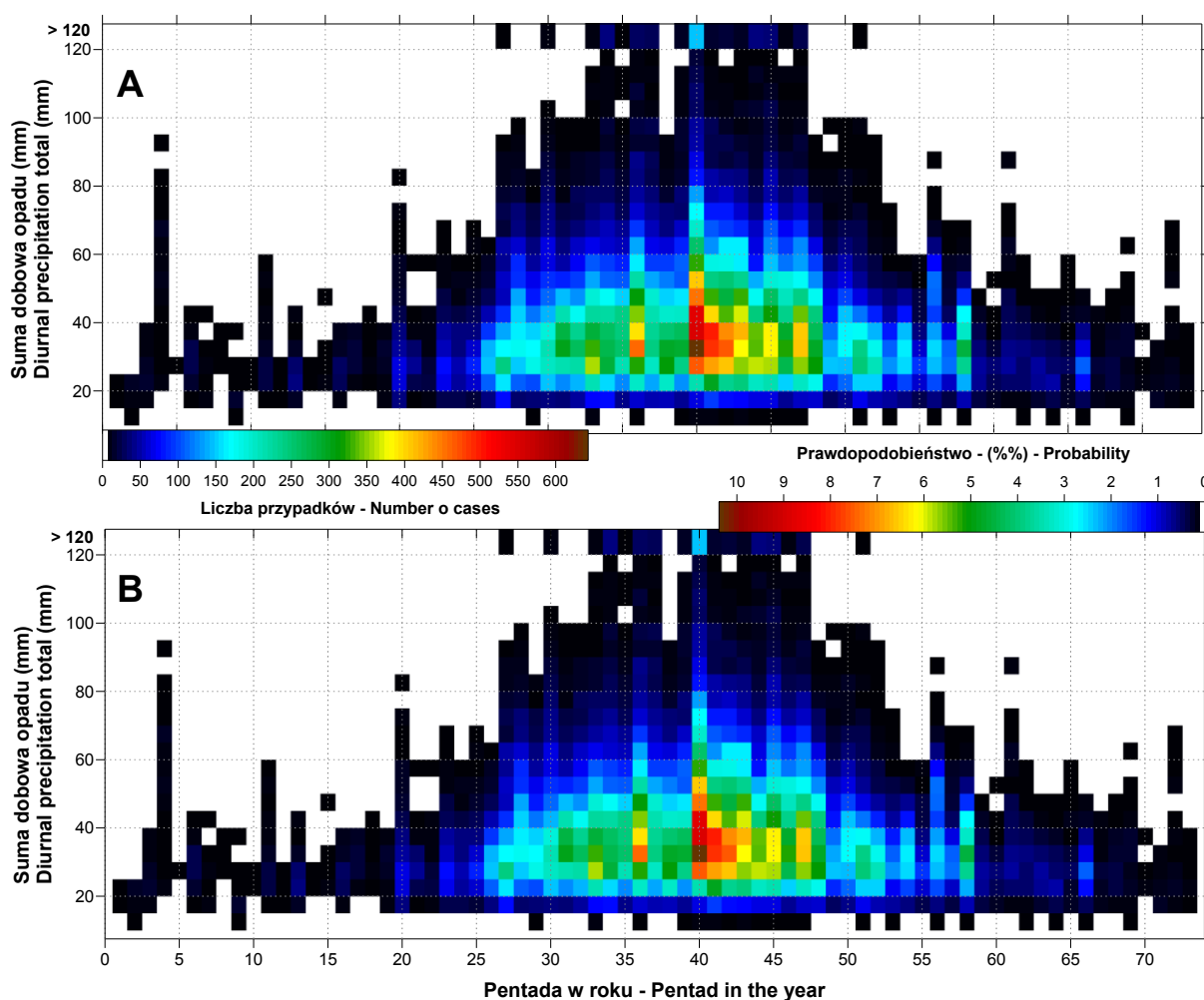
Omawiając najważniejsze cechy tej części bazy danych wykorzystywanej w niniejszym opracowaniu (s. 107, ryc. 49), zwracano uwagę z jednej strony na silnie zarysowaną, choć „nieregularną” sezonowość pojawiania się na obszarze Polski rocznych MSDO, a z drugiej – na wyraźnie widoczny, nawet w 25-letniej serii obserwacyjnej, ich losowy charakter. Takie cechy analizowanych danych zadecydowały o nieparametrycznym podejściu do problemu modelowania. Wszystkie 61 940 wartości dat / sum rocznych MSDO zestawiono w jednym pliku, konwertując daty na numer dnia w roku (juliańskim). Prosta generalizacja w postaci dwuwymiarowego histogramu⁴⁵ dała efekty niezadowalające (ryc. 112). Z jednej strony podział zbioru danych na przedziały pentadowe i 5 mm klasy wysokości opadów spowodował utratę części szczegółowych informacji, z drugiej nie dał ten zabieg zamierzonych efektów, tzn. całkowitej redukcji znaczenia pojedynczych ekstremalnych przypadków. Zdecydowano zatem o zastosowaniu odmiennej metodyki. Wykorzystano powszechnie stosowaną w wielu dziedzinach, np. biogeografii czy też geografii społeczno-ekonomicznej, metodę oceny zagęszczenia danych punktowych tzw. *kernel density estimation* (Barbesi, Marcheselli 2002, Brunson 1995, CrimeStat III, 2004, Harada, Shimada 2006, Kharoufeh, Goulias 2002, Riva i

⁴⁵ Tabela, na podstawie której wykonano histogram została zapisana na dołączonym dysku DVD.

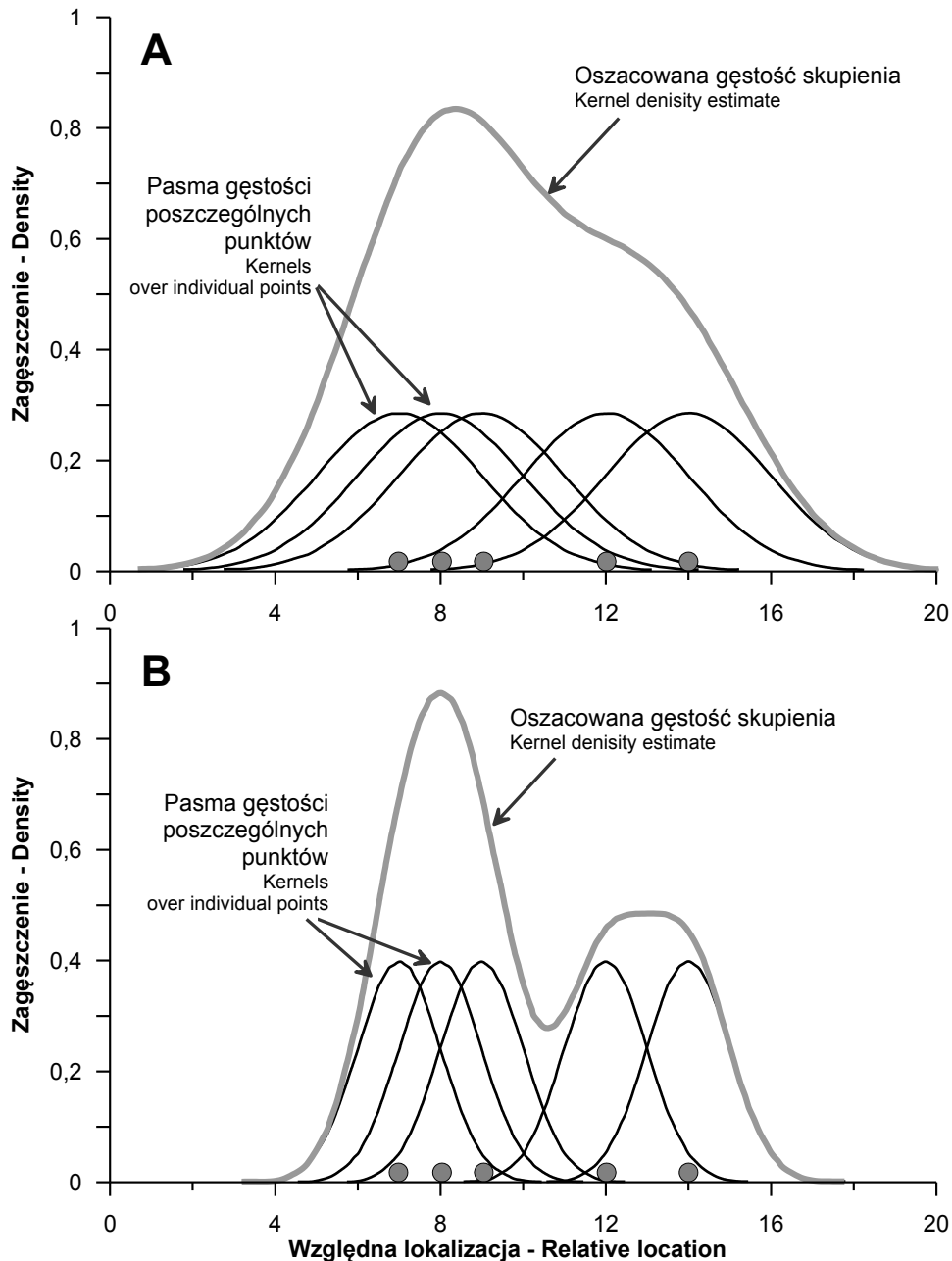
in. 2004). Przypadki wystąpienia rocznej MSDO opadów potraktowano jako lokalizację (punkt) w dwuwymiarowym układzie współrzędnych: czas – suma opadu.

VIII.2. Estymacja gęstości skupień

Wiąże się ona z utworzeniem symetrycznych powierzchni ponad każdym punktem, których odległość od tych punktów jest ustalona na podstawie wybranej funkcji matematycznej, a następnie zsumowanie wartości (wysokości) tych powierzchni w każdym wybranym miejscu analizowanego profilu / obszaru / objętości (ryc. 113). Technika ta została opracowana w pod koniec lat pięćdziesiątych XX wieku jako alternatywna metoda szacowania gęstości histogramu (CrimeStat III, 2004).



Ryc. 112. Daty wystąpienia i sumy maksymalnych opadów dobowych w Polsce w wieloleciu 1956-1980 zgeneralizowane w pentadach i przedziałach co 5 mm wysokości opadu (por. z ryc. 49): A – liczba przypadków; B – prawdopodobieństwo.



Ryc. 113. Jednowymiarowy przykład interpolacji gęstości skupień (*kernel density interpolation*) dla 5 punktów i zgodnego z rozkładem normalnym kształtu pasma gęstości (*bandwidth*). Na rycinach A i B przedstawiono efekt interpolacji przy różnej szerokości pasma. Wykonano je według wzoru podanego w CrimeStat III (2004).

Podstawową formułę estymacji gęstości skupień w przypadku jednowymiarowym można zapisać w postaci (Kemmnade van i in. 1999):

$$\hat{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x-x_i}{h}\right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_h(x-x_i) \quad [28]$$

gdzie $K_h(t) = K(t/h)/h$. W powyższym wzorze x oznacza punkt (lokalizację), dla której określone jest zagęszczenie, n – liczbę punktów danych, a h – rozmiar okna obliczeń, x_i –

konkretne, poszczególne punkty danych, $K_h \cdot(t)$ – rozkład (pasma) funkcji estymacji gęstości. Rozkład ten decyduje, w jaki sposób punkty danych odległe o t od lokalizacji x wpływają na wartość gęstości w tym miejscu.

Jak to wcześniej przedstawiono na ryc. 113, „nad” każdą lokalizacją pomiaru zostaje „umieszczona” symetryczna funkcja gęstości. Określenie „symetryczna” oznacza, że jej spadek wraz ze wrastającą odległością od punktu jest taki sam w dowolnym kierunku. W przedstawionym przykładzie zastosowano funkcję gęstości rozkładu normalnego, ale wykorzystywane są także inne typy symetrycznych rozkładów. Pożądaną, syntetyczną, rozkład jest szacowany poprzez zsumowanie indywidualnych funkcji gęstości dla wszystkich lokalizacji, dając w efekcie gładką skumulowaną funkcję zagęszczenia danych. Należy zwrócić uwagę, że funkcje gęstości poszczególnych danych są sumowane w każdej wskazanej lokalizacji, a nie tylko w punktach pomiarów. Dzięki temu każdy punkt w takim samym stopniu wpływa na obliczaną powierzchnię gęstości, a uzyskana jej funkcja jest ciągła w każdym miejscu analizowanego obszaru.

Opisywana metoda wymaga jednak podjęcia, metodą prób i błędów, dwóch subiektywnych decyzji. Pierwszą z nich jest wybór funkcji gęstości (CrimeStat III 2004). Oprócz stosowanego najczęściej rozkładu normalnego, wykorzystywane są także funkcje ćwiartkowe (ang. *quartic*), stożkowe zwane trójkątnymi (ang. *conical* lub *triangular*), ujemne wykładnicze (ang. *negative exponential*) lub jednostajne (ang. *uniform*). Różnice wyników uzyskanych przy ich zastosowaniu nie są duże. Zaletą funkcji rozkładu normalnego jest możliwość ekstrapolacji gęstości. Zasięg pozostałych ograniczony jest poza lokalizację skrajnego punktu do odległości określonego przez operatora promienia pasma. Z drugiej strony zastosowanie funkcji rozkładu normalnego czasami powoduje powstawanie artefaktów przy krawędziach (izolowane piki), zwłaszcza tam, gdzie wzdłuż krawędzi istnieją skupienia danych. Porównując wyniki z uzyskanymi przy zastosowaniu funkcji rozkładu normalnego, funkcje ćwiartkowe i jednostajne dają estymowane powierzchnie gęstości bardziej wygładzone, podczas gdy stożkowe i wykładnicze ujemne bardziej uwypuklają istniejące w obrębie niej „doliny” i szczyty”.

Druga decyzja dotyczy szerokości (zasięgu) indywidualnej funkcji gęstości wokół każdego punktu danych. W literaturze przedmiotu parametr ten jest określany jako szerokość pasma (ang. *bandwith*). Na rycinie 113 A i B pokazano wpływ szerokości pasma na kształt uzyskanej krzywej zagęszczenia. Wyraźnie zaznacza się zależność stopnia jej wygładzenia od przyjętej szerokości pasma. Parametr szerokości pasma ma nieco inną definicję w odniesieniu

do wymienionych wyżej funkcji zagęszczenia. W przypadku rozkładu normalnego jest to wartość odchylenia standardowego. Przy pozostałych funkcjach oznacza promień obszaru szukania, w zasięgu którego będzie wykonywana interpolacja. Często zalecaną opcją estymacji metodą gęstości skupień jest stosowanie zmiennej szerokości pasma tzw. *adaptive bandwidth* (Brunsden 1995, CrimeStat III 2004). Jest ono wówczas dobierane automatycznie przez algorytm w zależności od podanej przez operatora minimalnej liczby punktów danych, które muszą się znaleźć w jego zasięgu. W efekcie pasmo jest węższe w momencie obliczeń w miejscach, gdzie zagęszczenie danych było wysokie, a szersze tam, gdzie pomiarów / obserwacji było mniej. Założeniem tego wariantu metody jest zachowanie stałej precyzji estymacji niezależnie do lokalnej ilości danych.

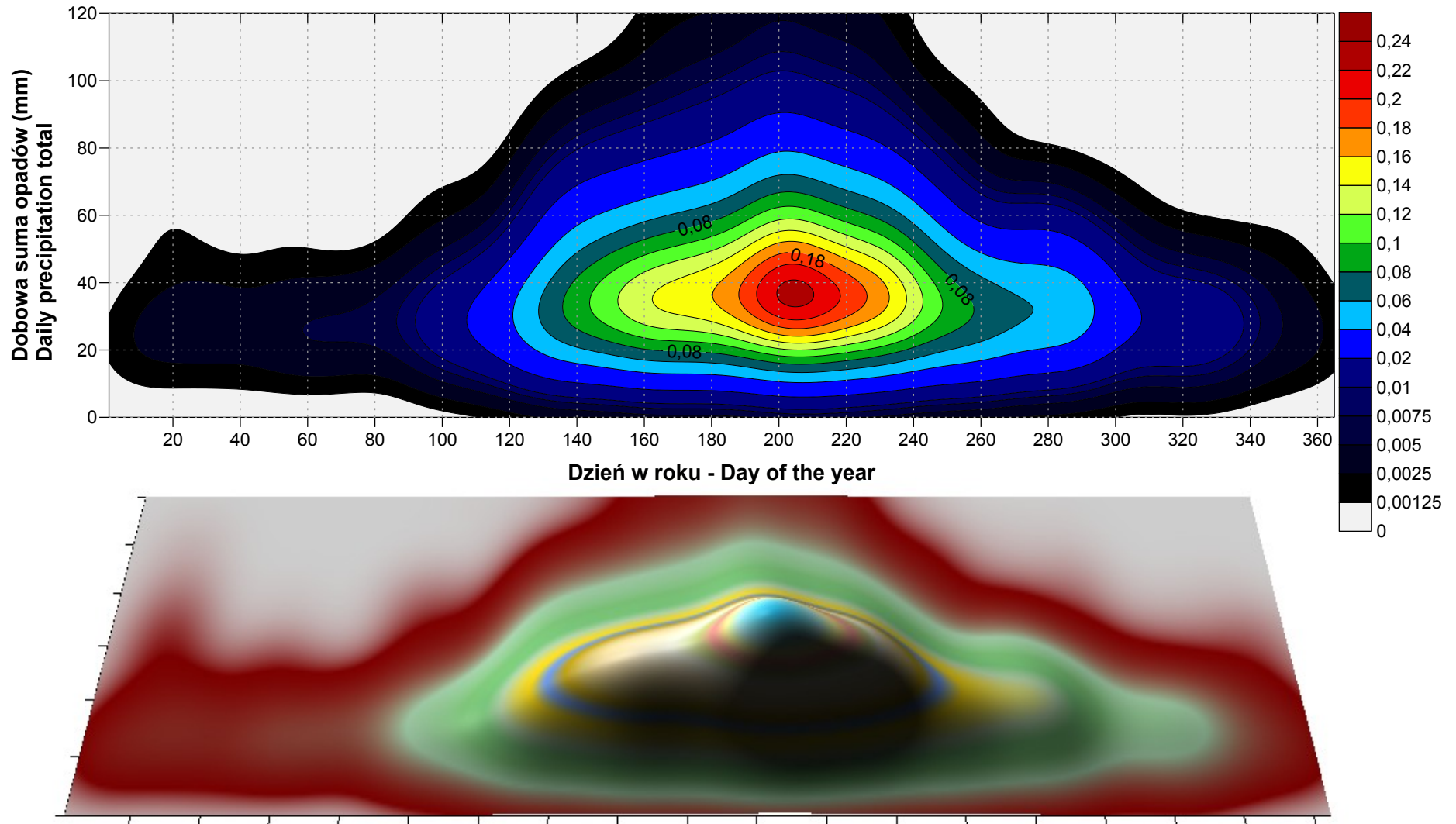
Przy estymacji gęstości skupień możliwe jest zastosowanie wagi różnicującej znaczenie punktów pomiarowych lub wartości uzupełniającej zmiennej pomiarowej o podobnym znaczeniu⁴⁶.

Obliczenia wykonano za pomocą programu CrimeStat III (2004), wybierając eksperymentalnie normalną funkcję gęstości z ustalonym stałym pasmem (odchyleniem standardowym) wynoszącym 10 dni / mm. Zastosowana funkcja miała postać:

$$g(x_j) = \sum \left\{ [W_i \cdot I_i] \cdot \frac{1}{h^2 \cdot 2\pi} \cdot e^{-\left[\frac{d_{ij}^2}{2 \cdot h^2}\right]} \right\} \quad [29]$$

gdzie d_{ij} jest odległością od punktu danych do dowolnego punktu w obrębie analizowanego obszaru, h – wartością odchylenia standardowego rozkładu normalnego (szerokość pasma), W_i – wagą, natomiast I_i – natężeniem pomiaru (dodatkowe parametry, które nie były w niniejszym opracowaniu wykorzystywane). Przyjęta szerokość pasma to najniższa wartość, przy której na wynikowej powierzchni gęstości nie były widoczne ślady pojedynczych, bardzo licznych przypadków rocznych MSDO. Funkcję rozkładu normalnego zastosowano nie tylko dla tego, że dawała najbardziej „korzystny” wizualnie efekt. Jej wartość dąży bowiem do nieskończoności we wszystkich kierunkach i dlatego miała wartość niezerową w każdym punkcie analizowanego obszaru. Dzięki temu można było szacować prawdopodobieństwo wystąpienia opadów o takich charakterystykach terminu i wydajności, które w analizowanym wieloleciu nie zanotowano, a możliwych w dłuższych okresach.

⁴⁶ Na przykład, jeśli botanik analizuje zagęszczenie stanowisk jakiejś rośliny, może ich znaczenie zmodyfikować za pomocą zmiennej wieku lub wysokości poszczególnych okazów.



Ryc. 114. Estymowane metodą interpolacji gęstości skupień prawdopodobieństwo wystąpienia danego dnia na obszarze Polski rocznych MSDO o określonej wysokości – mapa izarytmiczna (u góry) i blokdiagram (na dole). Uwaga! Na mapie w celu dokładniejszej wizualizacji niskich prawdopodobieństw zastosowano zróżnicowaną szerokość przedziałów klasowych.

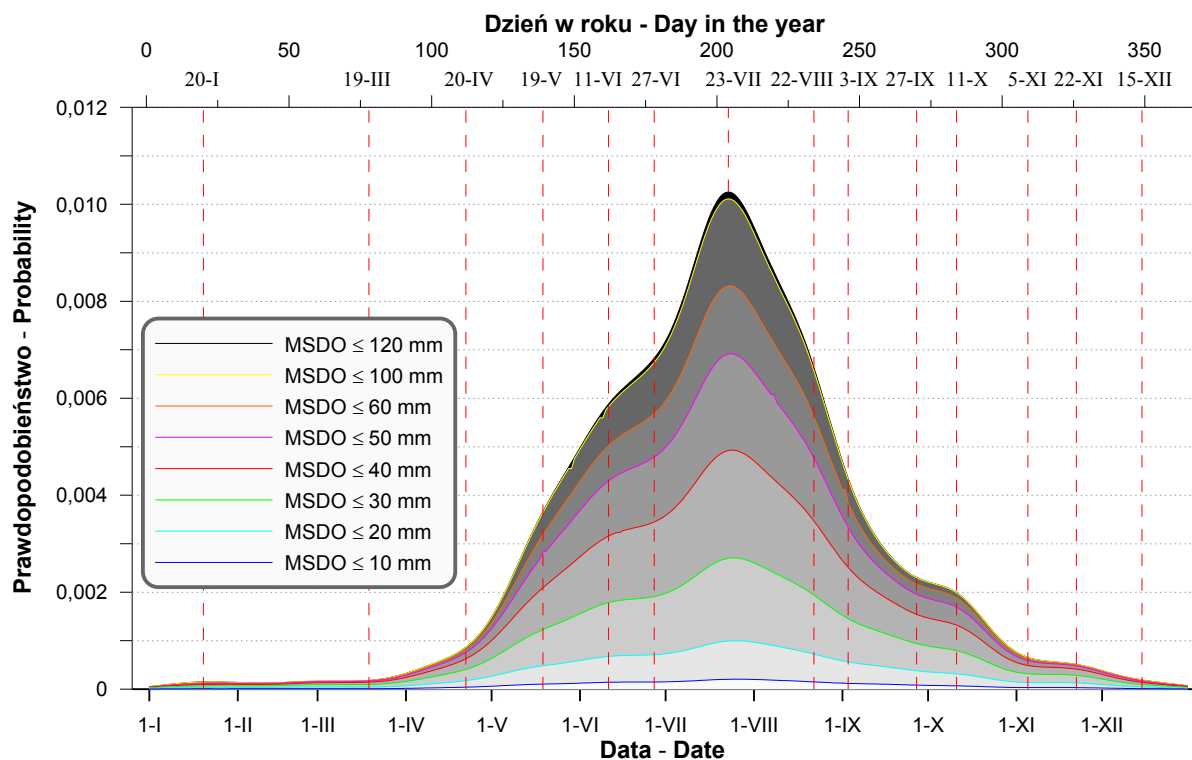
VIII.3. Sezonowa zmienność wydajności rocznych MSDO na terenie Polski

Efektom obliczeń metodą estymacji gęstości skupień są dane zestawione w tabeli 25. Zawiera ona szacowane dla każdego dnia roku prawdopodobieństwa wystąpienia na terytorium Polski rocznych MSDO o wydajności 0-120 mm w interwale co 1 mm. Tabela ta została zamieszczona na dołączonym dysku DVD, a jej wizualizację stanowią ryciny 114-117.

Na podstawie wykresu skumulowanych prawdopodobieństw rocznych MSDO wyróżniono 14 okresów odmiennych ze względu na jego poziom i gradient zmian (ryc. 115, tab. 25). Zwrócono również uwagę na roczny przebieg prawdopodobieństwa wystąpienia MSDO o określonej wysokości (ryc. 116 i 117).

Tabela 25. Charakterystyka sezonów prawdopodobieństwa wystąpienia rocznych MSDO. Objasnienia: $\Sigma \cdot P$ (%) – suma prawdopodobieństwa w sezonie w procentach, $\min P_d$ (‰) – minimalne dobowe prawdopodobieństwo w sezonie w promilach, $\max P_d$ (‰) – maksymalne dobowe prawdopodobieństwo w sezonie w promilach, $\text{śred} P_d$ (‰) – średnie dobowe prawdopodobieństwo w sezonie w promilach, $\text{grad} P_d$ (‰/d) – średni gradient zmian prawdopodobieństwa w sezonie w promilach na dobę.

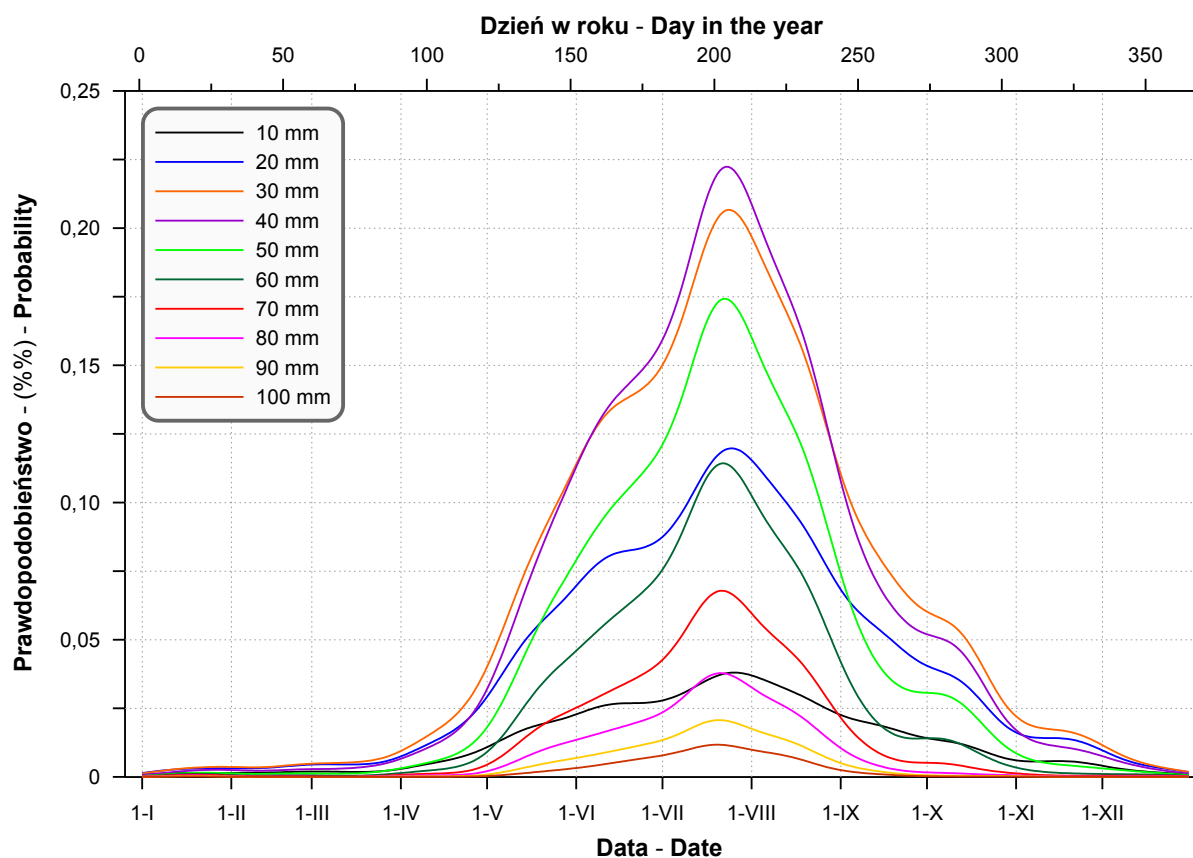
Okres Season	Początek Start	Koniec End	Dni – Days	% roku % of the year	$\Sigma \cdot P$ (%)	$\min P_d$ (‰)	$\max P_d$ (‰)	$\text{śred} P_d$ (‰)	$\text{grad} P_d$ (‰/d)
1	16-XII	20-I	36	9,9	0,419	0,053	0,181	0,116	-0,0005
2	21-I	19-III	58	15,9	0,876	0,127	0,182	0,151	0,0005
3	20-III	20-IV	32	8,8	1,355	0,186	0,785	0,424	0,0189
4	21-IV	19-V	29	7,9	5,935	0,824	3,661	2,047	0,0992
5	20-V	11-VI	23	6,3	11,190	3,770	5,880	4,865	0,0965
6	12-VI	27-VI	16	4,4	10,216	5,951	6,825	6,385	0,0591
7	28-VI	23-VII	26	7,1	22,536	6,902	10,256	8,668	0,1319
8	24-VII	22-VIII	30	8,2	25,926	6,630	10,244	8,642	-0,1208
9	23-VIII	3-IX	12	3,3	6,447	4,347	6,444	5,373	-0,1902
10	4-IX	27-IX	24	6,6	7,268	2,303	4,188	3,028	-0,0852
11	28-IX	11-X	14	3,8	3,004	1,991	2,275	2,146	-0,0223
12	12-X	5-XI	25	6,8	3,083	0,657	1,950	1,233	-0,0534
13	6-XI	22-XI	17	4,7	0,966	0,511	0,639	0,568	-0,0086
14	23-XI	15-XII	23	6,3	0,777	0,190	0,500	0,338	-0,0140
Suma Total			365	100,0	100,0				



Ryc. 115. Prawdopodobieństwo wystąpienia danego dnia na obszarze Polski rocznych MSDO o określonej wysokości wraz z niższymi oraz podział roku na sezony.

Najbardziej znaczący jest podział roku na sezony niskiego oraz wysokiego prawdopodobieństwa wystąpienia MSDO, rozdzielone dwoma krótkimi okresami przejściowymi (ryc. 115). Od 16 grudnia do 19 marca, a więc w przez 25,8% czasu trwania roku kalendarzowego prawdopodobieństwo wystąpienia MSDO wynosi nieco poniżej 1,3%. Z drugiej strony, szansa, że największą roczną sumą dobową opadu wystąpi pomiędzy 21 kwietnia a 5 listopada (54,5% roku) wynosi aż 95,6%. Wiosenny okres przejściowy trwa od 20 marca do 20 kwietnia (8,8% roku), a prawdopodobieństwo, że w tym czasie zostanie zanotowana MSDO równa się 1,36%. Jesienią warunki przejściowe trwają nieco dłużej, bo od 6 listopada do 15 grudnia (11,0% roku). W tym okresie szansa na wystąpienie MSDO wynosi 1,74%. Inny generalny podział może obejmować sezon wzrostu prawdopodobieństwa wystąpienia MSDO trwający od 2 stycznia do 23 lipca (55,6% roku) i spadku w pozostałej części roku. Od ogólnej tendencji odbiegają dwa krótkie okresy depresji krzywej prawdopodobieństwa na przełomie stycznia i lutego (17 dni) oraz w pierwszej dekadzie marca (5 dni). Okres, kiedy szansa na wystąpienie rocznej MSDO jest największa trwa od 28 czerwca do 22 sierpnia czyli 56 dni (15,3% roku). Możliwość, że w tym czasie zanotowany zostanie taki opad wynosi 48,5%. Krzywa prawdopodobieństwa swoje maksimum roczne osiąga 23 lipca. Wynosi ono tego dnia 1,03 %. Najniższe wartości dobowe występują na

przełomie roku i wynoszą 0,005 do 0,008%. Zróżnicowanie przekracza zatem trzy rzędy wielkości.

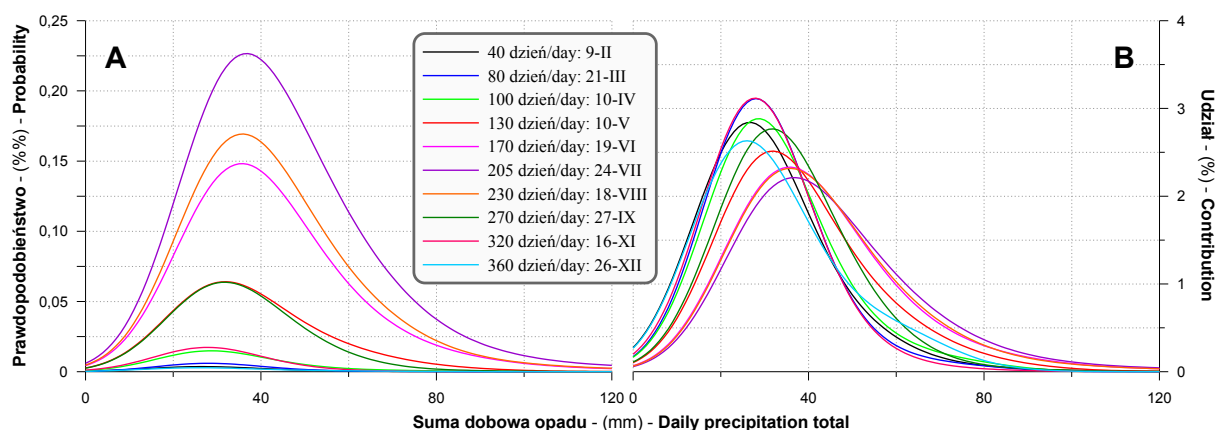


Ryc. 116. Profile czasowe prawdopodobieństwa wystąpienia rocznej MSDO o określonej wysokości.

Ponadto, istotne prawidłowości dotyczące dynamiki prawdopodobieństwa wystąpienia MSDO w Polsce związane są ze zmiennością sezonową opadów o różnej wydajności. Na wykresie na rycinie 116 uwidacznia się to w postaci braku współkształtności, a nawet przecinanie się poszczególnych krzywych, natomiast na wykresie zamieszczonym na rycinie 117 poprzez „przesuwanie” się ich szczytów. Najbardziej znaczące są zmiany względnego udziału najniższych rocznych MSDO wynoszących poniżej 10 i 20 mm. Opady o takich sumach dominują łącznie przez trzy i pół miesiąca: od połowy grudnia do końca marca. W drugiej połowie kwietnia ich znaczenie radykalnie spada, a powrót do relacji z zimnej części roku zaczyna się od początku września. Jednakże, przez większą część roku (nawet w półroczu zimowym) dominują, jako pojedyncza klasa, opady o maksymalnych sumach dobowych rzędu 30 mm. Tylko przez nieco ponad dwa miesiące – od połowy czerwca do ostatniej dekady sierpnia – większą frekwencję występowania mają roczne MSDO w wysokości około 40 mm. Opady z tej klasy wykazują najszybszy gradient przyrostu

prawdopodobieństwa szczególnie w pierwszej połowie maja i w pierwszej połowie lipca. Na uwagę zasługują także stosunkowo niewielkie, ale konsekwentne zmiany terminu kiedy, krzywe prawdopodobieństwa poszczególnych klas wysokości rocznych MSDO osiągają maksimum. Najwcześniej, bo 20 lipca szczyt ma krzywa najwyższych sum – 100 mm, a najpóźniej, 26 lipca, najniższych, rzędu 10 mm.

Rozkład prawdopodobieństwa wystąpienia rocznych MSDO o różnej wysokości w wybranych terminach (ryc. 117) pokazuje z nieco innej strony omawiane powyżej zróżnicowanie sezonowe. Najbardziej charakterystyczne różnice dotyczą kształtu rozkładu i zmian wartości jego maksimum. Dla zimnej pory roku (grudzień – luty) charakterystyczny jest bardziej zwarty przebieg krzywej, związany głównie z niskimi prawdopodobieństwami wysokich sum dobowych. W tych miesiącach krzywa osiąga maksimum przy 27 mm opadu na dobę. Najbardziej wysmukły kształt mają rozkłady prawdopodobieństwa z 16 listopada i 21 marca, a ich szczyt odpowiada wydajności 30 mm na dobę. Od kwietnia krzywe stają się bardziej „przysadziste” (platykurtyczne), a ich maksimum przesuwają się w kierunku coraz wyższych wartości, osiągając 24 lipca 39 mm dla najbardziej prawdopodobnej sumy dobowej maksymalnego opadu rocznego.



Ryc. 117. Profile prawdopodobieństwa wystąpienia (A) i udziału rocznej MSDO o określonej wysokości (B) dla wybranych dni w roku.

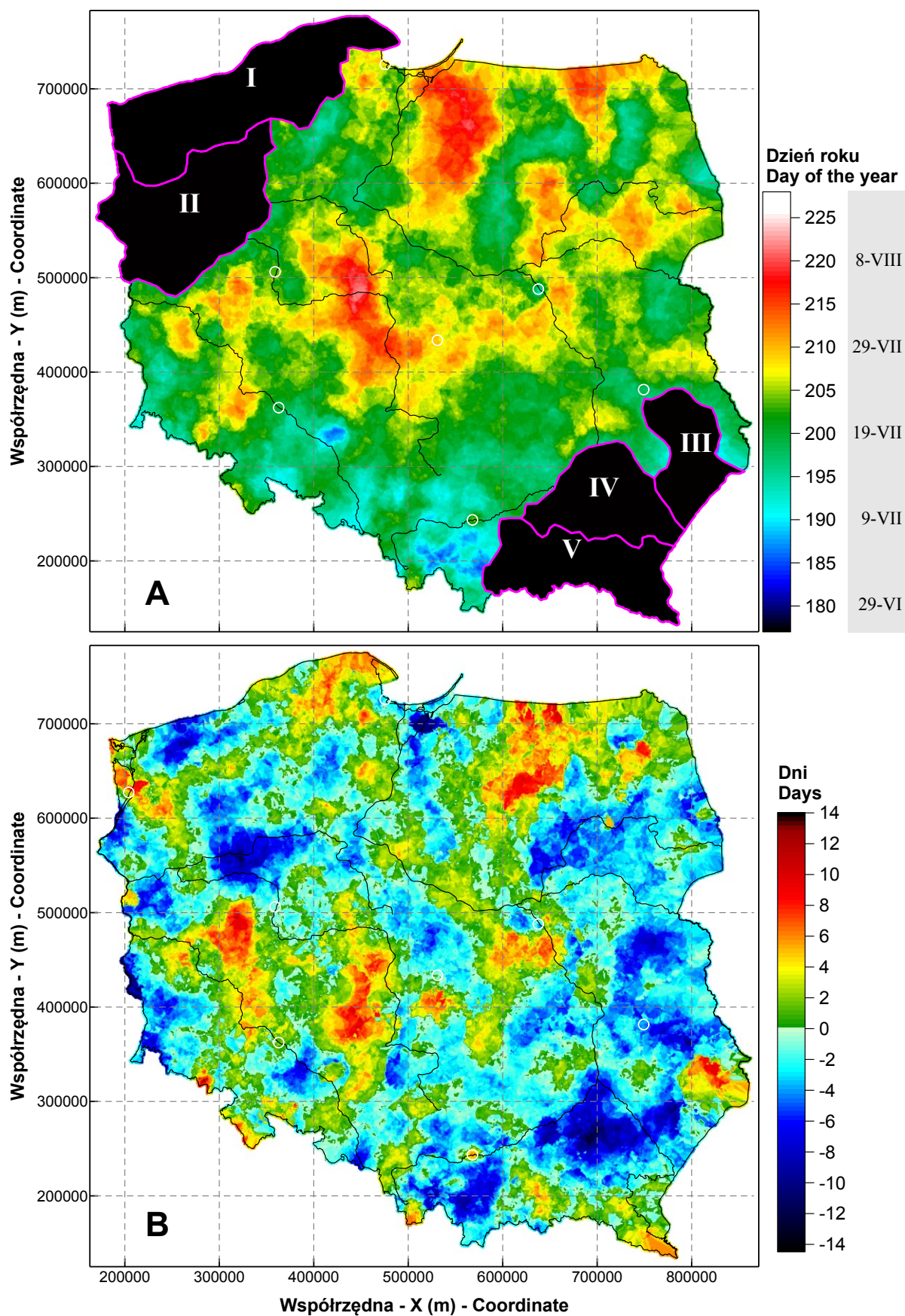
VIII.4. Zmienność przestrzenna terminu występowania maksymalnych rocznych sum dobowych opadów

Drugim problemem jaki zamierzano rozwiązać analizując dane terminów wystąpienia rocznych MSDO była weryfikacja hipotezy o ich potencjalnym na terenie Polski zróżnicowaniu regionalnym. Posłużono się do tego celu obliczeniami statystyk lokalnych w

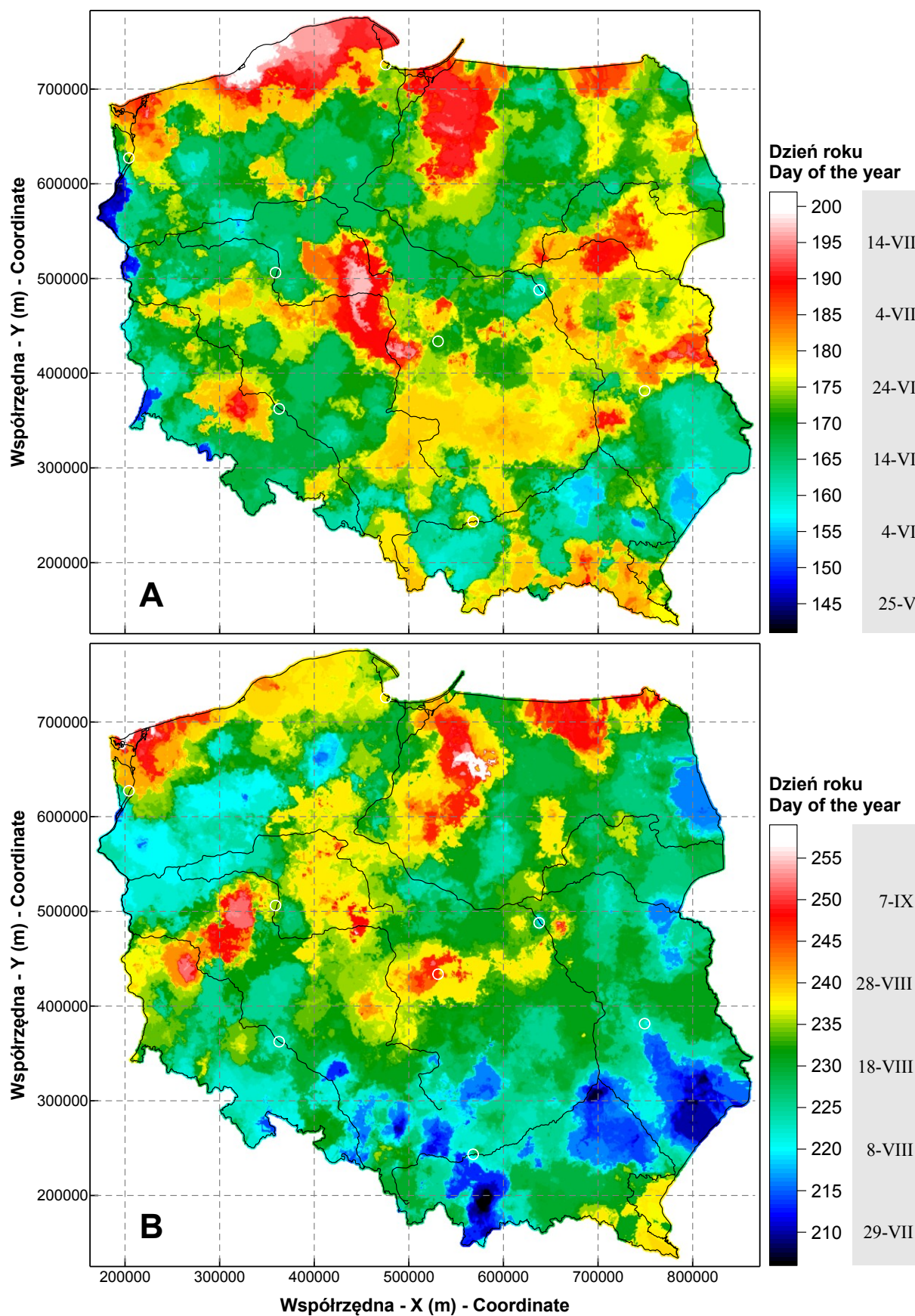
ruchomym oknie juliańskiego numeru dnia wystąpienia MSDO. Obliczano je dla każdego węzła stosowanej w niniejszej pracy siatki interpolacyjnej o rozdzielczości $1 \times 1 \text{ km}^{47}$, wykorzystując 200 najbliższych punktów danych. Tak dobrana wielkość próby powinna z jednej strony wyeliminować wpływ pojedynczych ekstremalnych przypadków, a z drugiej zapewnić dostatecznie dobre odzwierciedlenie zmienności przestrzennej nawet w skali kilkunastu – kilkudziesięciu kilometrów. Zakładając bowiem, że znajdujące się w sąsiedztwie węzła siatki stanowiska pluwiometryczne istniały przez całe 25 lat i nie było żadnych przerw w pomiarach, wtedy ich minimalna możliwa wykorzystano w obliczeniach liczba to 8 ($200 / 25 = 8$). W rzeczywistości, ze względu na zmiany sieci pomiarowej i luki w seriach danych poszczególnych stanowisk, do obliczeń wartości każdego węzła wykorzystywane były dane z kilkunastu do około trzydziestu punktów. Biorąc pod uwagę zróżnicowanie zagęszczenia stacji pomiarowych na terenie Polski w analizowanym wieloleciu (por. roz. V.3), wyznaczona liczba 200 punktów terminów rocznych MSDO znajdowała się w większości przypadków (75%) promieniu 21-48 km od węzła (średnio 41,5 km), a przy żadnym węźle nie przekroczyła 50 km.

Przy zastosowaniu omówionych wyżej parametrów obliczono dla każdego węzła siatki interpolacyjnej następujące charakterystyki czasowe występowania rocznych MSDO: średnią i różnicę między średnią a medianą (ryc. 118), pierwszy i trzeci kwartył daty (ryc. 119) oraz jej odchylenie standardowe (ryc. 120). Stosowanie klasycznych miar statystycznych do zbioru dat pociąga za sobą ryzyko uzyskania wyników mało wiarygodnych, a w skrajnym przypadku nawet absurdalnych. Są to bowiem tak zwane dane cykliczne (ang. *circular data*), tak samo jak zbiory pomiarów kierunkowych, pojawiają się czy natężenia jakiś zjawisk w cyklach dobowych, czy też tygodniowych. Obliczenie, że średnią datą dla dwóch zdarzeń jednego z 15 stycznia (15 dzień) i drugiego z 31 grudnia (365 dzień) jest 9 lipca (190 dzień) jest oczywiście skrajnie niepoprawne (prawidłowa średnia to 8 stycznia). Do danych cyklicznych stosuje się specjalnie przystosowane warianty miar statystycznych (Mardia, Jupp 2000). Niestety, program komputerowy, wykorzystywany do obliczeń statystyk w ruchomym oknie takich możliwości nie posiada. W tym konkretnym przypadku nie było to wszakże konieczne. Jeśli wyniki pomiarów bowiem skupione są w jednym sektorze cyklicznego spektrum (średnio 70% w ciągu 3 miesięcy od czerwca do sierpnia), a tak było w analizowanych danych, to rozbieżności między statystykami klasycznymi a cyklicznymi są niewielkie.

⁴⁷ Patrz dodatek X.6.



Ryc. 118. Średnia (A) i różnica pomiędzy średnią a medianą (B) daty wystąpienia rocznej MSDO w wieloleciu 1956-1980. Szrafem zaznaczono zasięg prowizorycznych regionów, których dane wykorzystano do testowania istotności różnic.



Ryc. 119. Pierwszy (A) i trzeci (B) kwartył daty wystąpienia rocznej MSDO w wieloleciu 1956-1980.

Obliczone w ten sposób średnie daty występowania MSDO (ryc. 118A) wahają się w Polsce od 27 czerwca (178 dzień roku) do 11 sierpnia (223 dzień). Przeciętny termin dla całego kraju 22 lipca (203 dzień). Wynik ten różni się jedynie o jeden dzień w stosunku do odczytanego z krzywej prawdopodobieństwa. Węzeł o najwcześniejszej średniej dacie ma współrzędne $X = 786\ 000$ m i $Y = 277\ 000$ m, i położony jest w północnej części Płaskowyżu Tarnogrodzkiego (wschodnia część Kotliny Sandomierskiej). Najpóźniej roczna MSDO została oszacowana w punkcie o współrzędnych $X = 218\ 000$ m i $Y = 693\ 000$ m, usytuowanym w północno-wschodniej części wyspy Wolin. Największy względnie zwarty obszar wczesnego występowania rocznych MSDO znajduje się w południowo-wschodniej Polsce, obejmując Kotlinę Sandomierską i sąsiadujące z nią regiony Pogórza Karpackiego, południową część Wyżyny Lubelskiej i Roztocze, a także Pogórza i część Karpat na południe i zachód od Krakowa. Mniej „wyraźne” zaznaczają się podobne strefy dalej na zachód, w obrębie Niziny Śląskiej i Pogórza Sudeckiego oraz w północnej Polsce na dolną Odrę, Wartę i Notecią. Przeciętne występowanie rocznych MSDO pod koniec lipca i na początku sierpnia notowane jest w kilku obszarach usytuowanych w północnej i centralnej Polsce. Najbardziej zwarty jest ten, który obejmuje Pojezierze Iławskie i sąsiadujące z nim regiony położone na wschód od dolnej Wisły, a zwłaszcza Wysoczyznę Elbląską, Równinę Warmińską i wschodnią część Żuław Wiślanych. Drugi z takich obszarów ciągnie się wzdłuż wybrzeża od Szczecina po Puck i Hel. Pas ten jest szeroki w zachodniej i północnej części Pobrzeża Szczecińskiego, wąski wzdłuż Wybrzeża Trzebiatowskiego i Równiny Białogardzkiej oraz ponownie szeroki na odcinku Wybrzeża Słowińskiego. Trzeci obszar, gdzie roczne MSDO występują względnie późno to tereny na północ i południe od środkowej Warty, w okolicach Konina. Pozostała część kraju stanowi mało zróżnicowaną „powierzchnię” gdzie maksymalne roczne sumy dobowe notowane są przeciętnie w ciągu 2 tygodni, między 16 a 30 lipca.

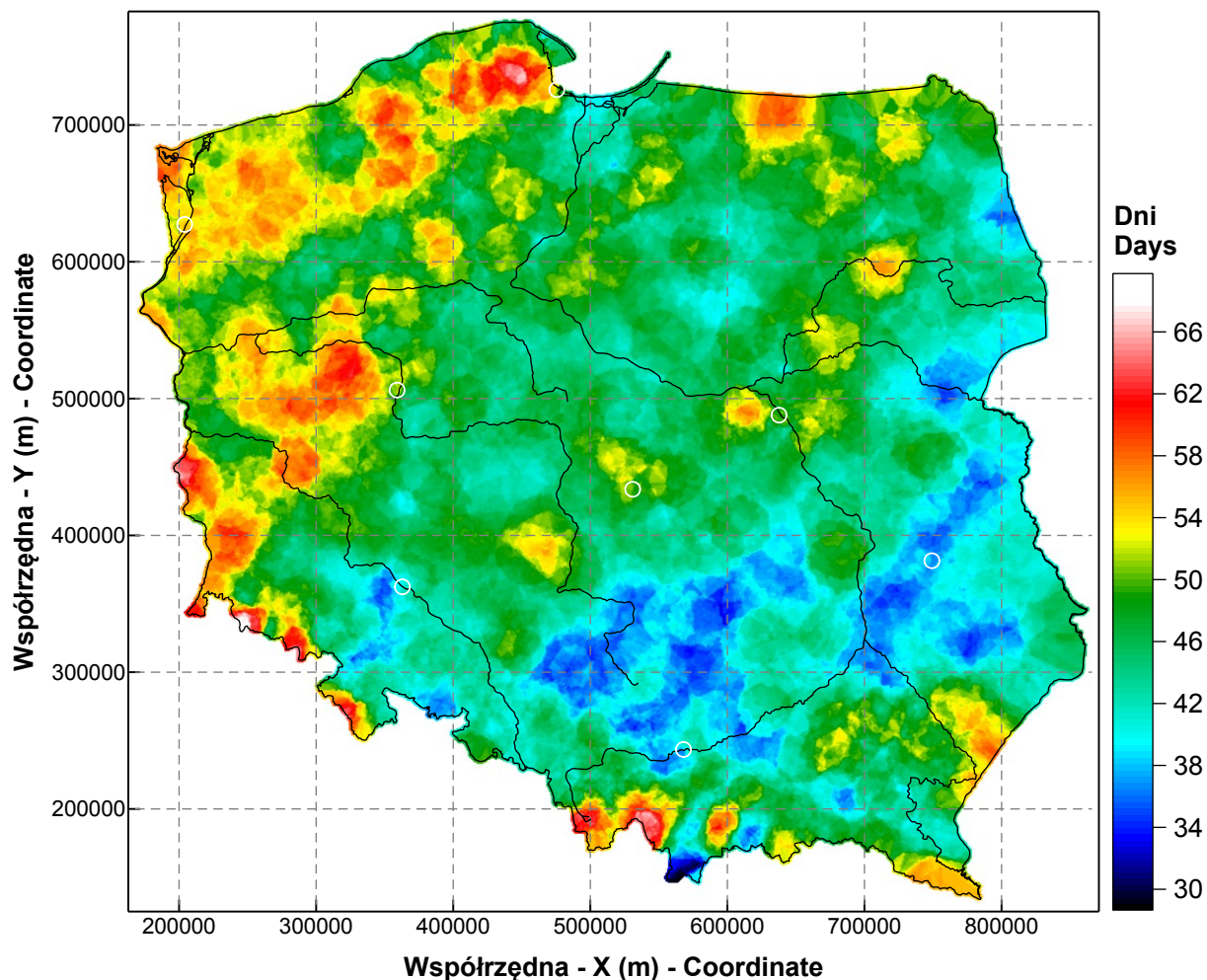
Różnicę między średnią a medianą wykorzystano jako miarę rodzaju i wielkości skośności rozkładu terminów pojawiania się rocznych MSDO (ryc. 118B). Wynosi ona maksymalnie dokładnie dwa tygodnie *in plus* i *in minus*, a rozkład wartości jest prawie idealnie symetryczny. Pięćdziesiąt procent zmienności tej różnicy (przedział międzykwartylowy) mieści się jednakże w 4,5 dnia. Jakkolwiek obszary różnic dodatnich (rozkłady prawoskośne) i ujemnych (lewoskośne) są czasami dość duże i zwarte, to występowanie także mozaiki małych przeplatających się powierzchni skłania do ostrożności przy interpretacji. Część z nich bowiem to z pewnością efekt pojedynczych losowych przypadków bardzo wczesnych albo bardzo późnych rocznych MSDO. Generalnie rozkłady

prawoskośne dominują na Pojezierzu Mazurskim, w północno-wschodniej części Pojezierza Pomorskiego oraz południowej i zachodniej Wielkopolsce. Rozkłady lewoskośne, świadczące o większym udziale wysokich opadów w pierwszej połowie roku, dominują we wschodniej i południowo-wschodniej Polsce, ale także w pasie wzdłuż granicy z Niemcami oraz w północnej Wielkopolsce i południowej części Pojezierza Pomorskiego.

Rozkład przestrzenny pierwszego i trzeciego kwartyła zbioru terminów pojawiania się rocznych MSDO wykazuje oczywiście dużą zbieżność z mapą wartości średnich (ryc. 119). Istnieją jednakże znaczące, warte zauważenia różnice. W obu przypadkach większy jest odstęp między skrajnymi datami. Średnie wartości dla całego kraju różniły się o między sobą maksymalnie o 45 dni, natomiast terminy, przy których przekroczone zostaje 25% całego zbioru zawierają się w przedziale 61 dni (od 21 maja do 21 lipca). Te same charakterystyki dla trzeciego kwartyła wynoszą odpowiednio 53 dni i przedział od 25 lipca do 16 września. Najwcześniej termin pierwszego kwartyła jest notowany jest nad Dolną Odrą, na południe od Szczecina, najpóźniej – na Pobrzeżu Słowińskim, w okolicach jeziora Łebsko. Trzy czwarte przypadków wystąpienia rocznych MSDO najwcześniej następuje na pograniczu Beskidu Żywieckiego i Gorców, najpóźniej, jak w wypadku średniej, na północno-wschodnim krańcu wyspy Wolin w okolicach Dziwnowa. Porównanie map rozkładu pierwszego kwartyła i średniej terminów⁴⁸ występowania rocznych MSDO ujawnia, że generalnie różnice są odmienne po obu stronach linii dzielącej Polskę z północnegowschodu na południowyzachód. Biegnie ona od Bielska Podlaskiego, wzdłuż południowej krawędzi Wysoczyzny Rawskiej, na południe od Warszawy do Wzgórz Ostrzeszowskich i dalej do Gór Sowich. Na południe od tej linii MSDO występują względnie później, a na północ – względnie wcześniej niż w przeciętnie w całym zbiorze danych. Od reguły tej odbiega szereg izolowanych obszarów zarówno na północy, jak i na południu, a wśród nich przede wszystkim: północno-wschodnia część Pojezierza i Pobrzeża Pomorskiego, Pojezierze Ełckie i obszar leżący na południe od Dolnego Bugu. Podobne porównanie dokonane między rozkładem przestrzennym średniego terminu i jego trzeciego kwartyła wskazuje brak generalnych różnic obejmujących całe terytorium Polski. Dotyczą one tylko wybranych regionów. Najbardziej odróżnia się stosunkowo wąska strefa biegnąca od zachodniej granicy kraju, na odcinku Nysy Łużyckiej przez północną Wielkopolskę po dolną Wisłę w okolicach Bydgoszczy i Torunia, a nawet nieco dalej na wschód, aż do granicy z Obwodem Kaliningradzkim. W jej obrębie trzeci kwartył terminów rocznych MSDO wystaje relatywnie później. Podobne cechy ma znacznie

⁴⁸ Porównania te wykonano poprzez przeskalowanie map pierwszego i trzeciego kwartyła do zakresu średniej. Map tych w publikacji nie zamieszczono.

mniejszy obszar na południowym wschodzie kraju obejmujący część Polesia, Wyżyny Lubelskiej i Roztocza. Natomiast *in minus* od średniej odbiegają najbardziej Nizina Podlaska i obszar na wschód od Zatoki Puckiej.



Ryc. 120. Odchylenie standardowe daty wystąpienia rocznej maksymalnej sumy dobowej opadów w wieloleciu 1956-80.

Odchylenie standardowe terminów pojawiania się rocznych MSDO dla poszczególnych węzłów siatki i przyjętej wielkości okna lokalnych statystyk wahało się od 29 do 70 dni, wynosząc przeciętnie dni 46 (ryc. 120). W jego układzie przestrzennym najbardziej znaczące jest iobecność trzech głównych stref – w układzie stopniowym. Pierwsza obejmuje północno-zachodnią Polskę, a jej w miarę jednolity zasięg wyznacza linia biegnąca od Gdańska do Worka Turowskiego. Dominują na tym obszarze wysokie wartości odchylenia standardowego – generalnie powyżej 50 dni. Druga strefa rozciąga się na północ od linii: Białegostok – Warszawę i Łódź w kierunku Wrocławia. Na większości obszaru znajdującego się między wymienionymi wyżej granicami odchylenia standardowe mieszczą się w

granicach 40-50 dni. Trzecia, nieco porozrywana, strefa biegnąca łukiem od północno-wschodniej granicy kraju do okolic Wrocławia i opierająca się na południu o przedgórze Karpat, Karpaty i Sudety Zachodnie charakteryzuje się najniższymi wartościami – generalnie poniżej 40 dni. W górach sąsiadują ze sobą, nawet na niewielkich dystansach, obszary o skrajnie odmiennych charakterystykach zmienności terminów występowania rocznych MSDO. Najbardziej widoczne występują w Karpatach Zachodnich. Tatry, gdzie zmienność ta jest najmniejsza, i wynosi 29-37 dni, „sąsiadują” od północnego zachodu z Beskidem Żywieckim i dalej Śląskiem, a od północnego wschodu – z Pieninami i Gorcami. W regionach tych normą są z kolei wartości odchylenia standardowego przekraczające 55, a nawet 60 dni. Analizowana cecha ukazuje obecność na terenie naszego kraju generalnego gradientu zmian, ciągnącego się z północnego zachodu na południowy-wschód, oraz specyfikę poszczególnych łańcuchów górskich.

VIII.5. Testowanie istotności różnic regionalnych terminu występowania rocznych MSDO

Obliczenia i charakterystykę zmienności terminów występowania rocznych MSDO przeprowadzono również w celu oceny potencjalnego zróżnicowania regionalnego tej cechy. Biorąc pod uwagę stałą liczebność próbek, z której obliczono statystyki lokalne (200 dat), błąd standardowy średniej określonej dla każdego węzła siatki waha się od 2 do 5 dni. Z tego względu różnice przekraczające 5 dni można uznać za bardzo istotne statystycznie. Średnie terminy rocznych MSDO w sąsiadujących węzłach siatki różnią się przeciętnie o około 0,5 dnia (od 0 do 7), czyli poziom istotnych różnic może być osiągnięty na dystansie od jednego do kilkudziesięciu kilometrów.

Omówione powyżej wyniki wskazują na wysokie prawdopodobieństwo istotnych różnic przestrzennych w terminach pojawiania się na terenie Polski rocznych MSDO. Dotyczy to wszakże tylko pojedynczych lokalizacji – węzłów siatki interpolacyjnej. Aby stwierdzić, czy takie relacje obejmują też większe, z natury heterogeniczne obszary, posługiwano się tym przypadku odpowiednimi narzędziami statystyki danych cyklicznych, przeprowadzono następującą procedurę. Wydzielono na podkładzie mapy średnich dat występowania rocznych MSDO 5 prowizorycznych regionów⁴⁹, zarówno sąsiadujących ze sobą, jak i „rozłącznych” geograficznie (ryc. 118). Regiony te oznaczone cyframi rzymskimi od I do V

⁴⁹ Granice regionów zostały zdigitalizowane arbitralnie, bez zastosowania jakichkolwiek obiektywnych kryteriów podziału.

charakteryzowały się całym spektrum zmienności analizowanej cechy. Region „I” to Północno-Południowobałtyckie od Szczecina do Gdańska i znaczna część sąsiadujących z nimi od południa pojezierzy, gdzie roczne MSDO występują późno – na większości obszaru średnio w sierpniu. Nad dolną Odrą, Wartą i Notecią wyznaczono sąsiedni region „II”, gdzie średnia data rocznego MSDO to połowa lipca. Kolejny region – „III” – zlokalizowano w obrębie Wyżyny Lubelsko-Lwowskiej i Podkarpacia nad górnym Bugiem. Tam roczne MSDO występują najwcześniej w całej Polsce bo pod koniec czerwca i na początku lipca. Region „IV” obejmuje przede wszystkim Kotlinę Sandomierską i część Pogórza Środkowobeskidzkiego. Tu też roczne maksymalne sumy dobowe opadów zdarzają stosunkowo wcześnie. Ostatni wydzielony obszar „V” obejmuje Karpaty, na wschód od Krakowa, gdzie roczne MSDO najczęściej notowane są w drugiej połowie lipca. Kolejnym krokiem było wyselekcjonowanie wszystkich przypadków rocznych MSDO zarejestrowanych w analizowanych 25-leciu w obrębie wyróżnionych regionów. Do charakterystyki i porównania tych zbiorów dat posłużono się miarami i testami statystyki danych cyklicznych (Fisher, 1993, Mardia, Jupp 2000). Wyniki zostały zestawione w tabelach 26 i 27 oraz na rycinie 121.

Histogramy kołowe (ryc. 121) potwierdzają, że tak jak to ma miejsce w odniesieniu do całego kraju roczne MSDO mogą w wyróżnionych regionach wystąpić w każdej porze roku. Mimo to długość średniego wektora charakteryzującego stopień koncentracji danych jest stosunkowo wysoka – od 0,722 do 0,772⁵⁰. Potwierdzają to także testy zgodności obserwowanych dat z rozkładem równomiernym (ang. *uniform distribution*) i rozkładem von Misesa, będącym odpowiednikiem rozkładu normalnego dla danych cyklicznych. Na omawianych wykresach (ryc. 121) pojedyncze przypadki rozległych i wydajnych sum dobowych zaznaczają się silnie w 25-letniej serii obserwacyjnej nawet po agregacji w pentady. Cecha ta w najslabiej widoczna jest w przypadku regionu „I” – nadmorskiego. Średnie daty mieszczą się przedziale od 5 (region III) do 26 lipca (region I), a standardowy błąd ich określenia wynosi 1-2 dni. Różnice między średnią „cykliczną” a tradycyjną średnią arytmetyczną tych danych wynoszą od - 4,23 dnia (region II) do + 0,95 dnia (region III). Generalnie jednak średnia arytmetyczna wskazywała na daty późniejsze. Również „cykliczne” odchylenie standardowe różni się konsekwentnie od jego tradycyjnego odpowiednika, dając wartości od 1,4 (region „II”) do 4,2 dnia (region „V”) niższe.

⁵⁰ Długość średniego wektora może zmieniać się w przedziale od 0 do 1. Wartość dolnej granicy oznacza idealnie równomierne rozproszenie danych, natomiast górnej – maksymalną koncentrację wokół średniej (w tym wypadku wszystkie przypadki rocznych MSDO tego samego dnia roku).

Tabela 26. Statystyki dat występowania rocznych MSDO w pięciu wyróżnionych regionach. Zamieszczono również wyniki testów U^2 Watsona zgodności obserwowanych rozkładów z rozkładem von Misesa (odpowiednik rozkładu normalnego dla danych cyklicznych) i rozkładem równomiernym.

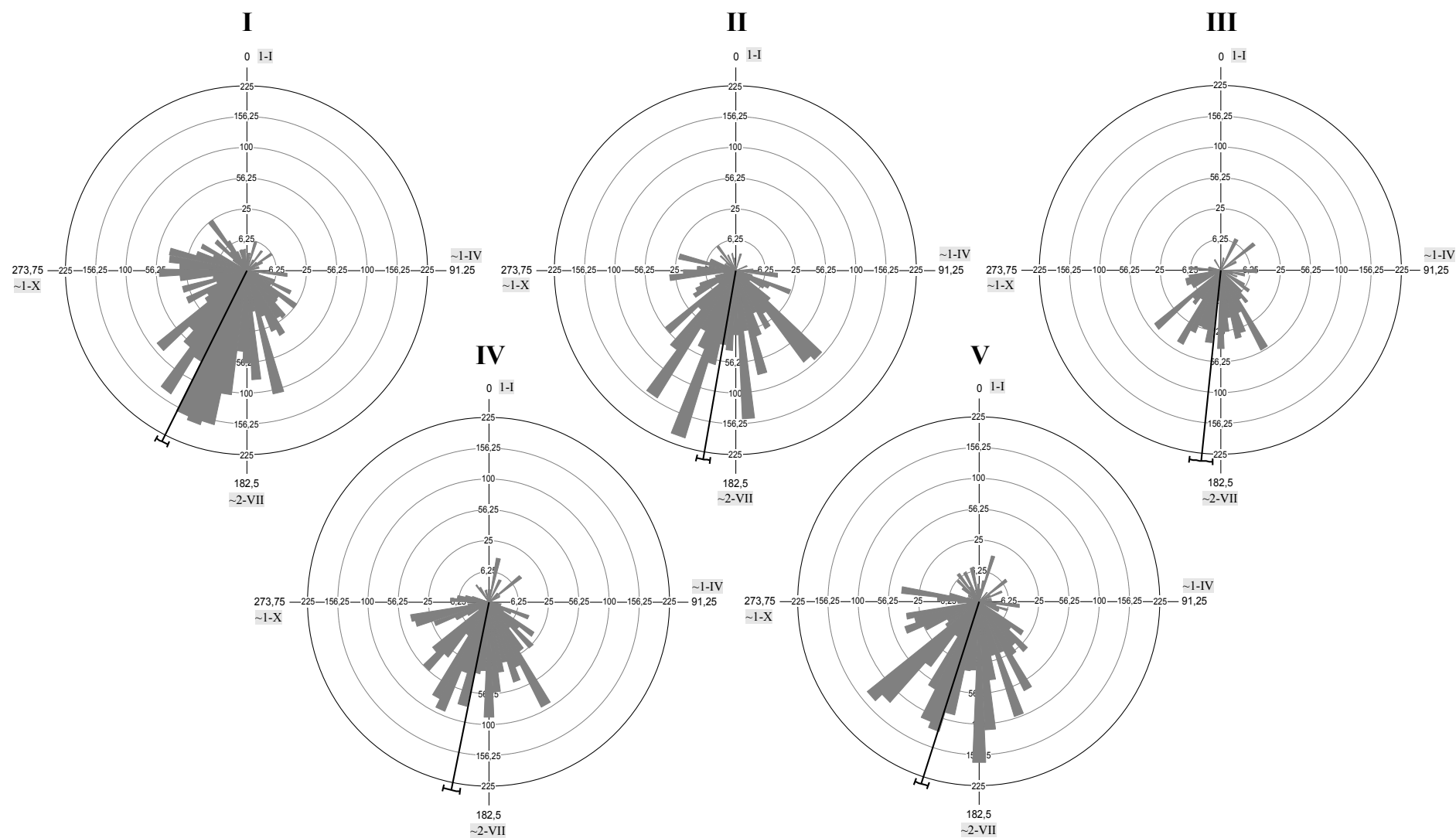
Parametr	Parametr	Region				
		I	II	III	IV	V
Ilość danych	Number of observations	1943	1479	577	1133	1710
Średni wektor (μ)	Mean vector (μ)	206,818	189,941	186,01	191,488	197,868
	Date	26-VII	9-VII	5-VII	10-VII	17-VII
Długość średniego wektora (r)	Length of mean vector (r)	0,722	0,772	0,744	0,746	0,742
Mediana	Median	203,671	196,767	186,904	193,808	199,726
	Date	23-VII	16-VII	6-VII	13-VII	19-VII
Odchylenie standardowe	Circular standard deviation	46,219	41,184	44,097	43,866	44,253
Błąd standardowy średniej	Standard error of mean	1,043	1,059	1,819	1,291	1,061
95% przedział ufności μ (-/+)	95% Confidence interval (-/+ for μ)	204,774	187,865	182,444	188,957	195,788
		208,862	192,017	189,577	194,02	199,947
99% przedział ufności μ (-/+)	99% Confidence interval (-/+ for μ)	204,132	187,213	181,323	188,162	195,135
		209,504	192,67	190,698	194,815	200,601
Test U^2 Watsona (von Mises, U^2)	Watson's U^2 test (von Mises, U^2)	1,176	0,422	0,225	3,67	1,394
Test U^2 Watsona (p)	Watson's U^2 test (p)	< 0,005	< 0,005	< 0,005	< 0,005	< 0,005
Test U^2 Watsona (równom., U^2)	Watson's U^2 test (uniform, U^2)	56,776	48,471	17,651	34,591	52,162
Test U^2 Watsona (p)	Watson's U^2 test (p)	< 0,005	< 0,005	< 0,005	< 0,005	< 0,005

Zmienność czasów występowania MSDO jest w każdym jednak z rozpatrywanych regionów na tyle duża, że nie sposób wizualnie ocenić, czy obserwowane różnice są istotne. W celu zobiektywizowania takiego porównania posłużono się dwoma testami statystycznymi przeznaczonymi specjalnie do danych cyklicznych (tab. 27). Jeden z nich (test F Watsona-Williamsa) służy do testowania hipotezy o zgodności kierunków średnich wektorów (w tym wypadku średnich dat), a drugi (test U^2 Watsona) – hipotezy o identyczności rozkładów analizowanych danych. Dały one wyniki różniące się jedynie w szczegółach. Rozkładem wartości dat wystąpienia rocznych MSDO różnią się między sobą istotnie (na poziomie $p < 0,001$) wszystkie porównywane regiony oprócz „III” i „IV”. Natomiast, różnice średnich nie są istotne na poziomie $p < 0,05$ tylko w dwóch z dziesięciu porównywanych par: „II” z „III” i „II” z „IV”. Jak można się było spodziewać, najbardziej odróżniają się regiony „I” i „V”. Wyniki przeprowadzonej analizy potwierdzają ponownie, że w obrębie granic Polski istnieje istotne zróżnicowanie regionalne czasów występowania rocznych MSDO. Przeprowadzenie formalnego podziału regionalnego w sytuacji posiadania praktycznie ciągłego obrazu zmienności analizowanej cechy uznano jednak za mało sensowne. Ewentualna modyfikacja sezonowego rozkładu prawdopodobieństwa występowania rocznych MSDO o określonej

wysokości (ryc. 115), uwzględniająca ich zmienność przestrzenną musi być dokonana na innej zasadzie niż tylko poprzez wydzielenie z całego zbioru dat ich regionalnych podzbiorów. Przy podkreślanym kilkakrotnie dużym wpływie pojedynczych opadów, notowanych w dziesiątkach, a nawet setkach lokalizacji, uzyskane statystyki mogłyby być silnie obciążone. Wydaje się zatem, że zamiast danych empirycznych można by wówczas wykorzystać wyniki kosymulacji czasoprzestrzennych, tym bardziej uzasadnionych, jeśli terminy występowania rocznych MSDO wykazują również autokorelację przestrzenną. Aspekt ten zostanie poruszony w następnym podrozdziale.

Tabela 27. Górna część tabeli: macierz porównań średnich dat wystąpienia rocznych MSDO w regionach za pomocą testu F Watsona-Williamsa. Dolna połowa macierzy zawiera wartości statystyki F, a górna szacowane prawdopodobieństwo hipotezy zerowej o równości średnich. Wartości p podane jako 0 oznaczają iż były niższe niż dokładność numeryczna komputera ($1 \cdot 10^{-16}$). Dolna część tabeli: macierz porównań rozkładów wystąpienia rocznych MSDO w regionach za pomocą testu U^2 Watsona. Dolna połowa macierzy zawiera wartości statystyki U , a górna szacowane prawdopodobieństwo hipotezy zerowej o identyczności rozkładów.

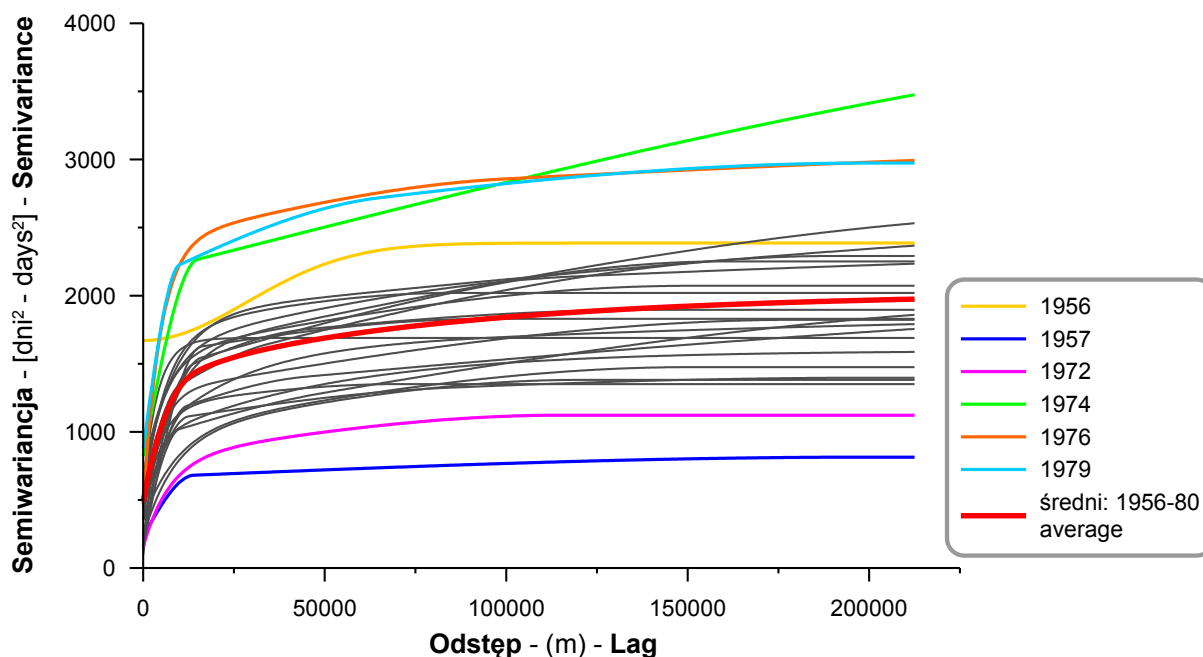
		Regiony: F Watson-Williams				
		I	II	III	IV	V
Regiony	I	-----	0,000	0,000	0,000	$2,99^{-9}$
	II	123,660	-----	0,059	0,356	$1,93^{-7}$
	III	92,496	3,580	-----	0,015	$2,98^{-8}$
	IV	81,870	0,853	5,921	-----	$1,64^{-4}$
	V	35,368	27,226	30,936	14,242	-----
		Regiony: U^2 Watson				
		I	II	III	IV	V
Regiony	I	-----	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001
	II	1,789	-----	< 0,001	< 0,001	< 0,001
	III	1,707	0,65	-----	$0,1 > p > 0,05$	< 0,001
	IV	1,913	0,754	0,167	-----	< 0,001
	V	1,813	1,332	0,545	0,495	-----



Ryc. 121. Rozkład dat wystąpienia rocznej MSDO w pięciu wyróżnionych prowizorycznie regionach (patrz ryc. 118). Na diagramach zaznaczone są także średnie daty i ich 95% przedziały ufności. Skala częstości jest na wszystkich wykresach jednakowa.

VIII.7. Autokorelacja przestrzenna terminów rocznych MSDO

Zastosowana w tym kontekście metodyka nie różniła się od wykorzystanej do badania struktury przestrzennej sumy opadów. Daty wystąpienia poszczególnych rocznych MSDO zamienione na numery dnia w roku posłużyły do obliczenia izotropowych semiwariancji empirycznych, do których następnie dopasowano dopuszczalne funkcje (ryc. 122)⁵¹. Tak jak było w przypadku sum opadów, konieczne były przeprowadzenie przy każdym zbiorze terminów rocznych MSDO interaktywnego maskowania danych odstających – pojedynczych anomalnych przypadków (por. załącznik X.5). Ich liczba wahała się od 9 do 37 (średnio 19), a udział od 0,4 do 1,6% (średnio 0,8%), natomiast rozkład przestrzenny na terenie kraju był znacznie bardziej równomierny niż przy sumach (por. dodatek X.5), choć również dominowały obszary górskie.



Ryc. 122. Bez kierunkowe (izotropowe) modele semiwariogramów terminów występowania rocznych MSDO. Grubą czerwoną linią zaznaczono średni semiwariogram dla 25 lecia 1956-80. Kolorem zaznaczono kilka ekstremalnych przypadków.

Spodziewano się, że uzyskane modele mogą być, pod względem typu, liczby i zasięgu składowych zbliżone do tych, które opracowano na podstawie danych sumy opadów (por. ryc. 53). Charakterystyka geometryczna powierzchni objętych poszczególnymi, występującymi w różnych terminach, epizodami najwyższych rocznych opadów miała przecież znaczący

⁵¹ Tabelę z zestawieniem parametrów wszystkich modeli zamieszczono na załączonym DVD.

wpływ na globalny model struktury przestrzennej. Okazało się jednak, że różnice są bardzo znaczące.

Na rycinie 122 wyraźnie zaznacza się zróżnicowanie prawidłowości autokorelacji przestrzennej terminów występowania rocznych MSDO. Przede wszystkim, uwagę zwracają pojedyncze krzywe wyraźnie odstające od głównej wiązki. Z jednej strony są to lata 1957 i 1972 o bardzo małym zróżnicowaniu czasowym rocznych MSDO (odchylenie standardowe odpowiednio 31,3 oraz 35,0 dnia⁵²), a z drugiej lata 1974, 1976 i 1979 o dużej zmienności terminów (SD odpowiednio 63,0, 56,5 oraz 55,6 dnia). Rok 1956 odróżniał się nie tyle ze względu na poziom zróżnicowania terminów występowania rocznych MSDO, ale przede wszystkim na całkowicie odmienny model ich autokorelacji. O ile bowiem we wszystkich pozostałych przypadkach używano kombinacji funkcji nuggetowej, wykładniczych i sferycznych, to dla danych z tego roku konieczne było użycie modelu gaussowskiego. Przypuszczalnie jest to tylko artefakt związany z szybkimi w tym czasie zmianami sieci pomiarowej, a nie odbicie rzeczywistej anomalii przyrodniczej. Poza tym, główna wiązka krzywych modeli wykazuje wyraźną dwudzielność, widoczną szczególnie na dystansach rzędu 10-70 km. Do „dolnej” grupy należą lata 1958, 1959, 1960, 1965, 1969, 1975, 1977, 1978 i 1980, zaś do „górnej”: 1961, 1962, 1963, 1964, 1966, 1967, 1968, 1970, 1971, 1973. Przy odległościach większych niż 70 km trzy krzywe z wiązki górnej (lata 1961, 1964 i 1973) przebiegają bardziej „płasko” niż pozostałe, krzyżując się z dolnymi. Przeprowadzona powyżej ogólna charakterystyka zbioru modeli struktury przestrzennej terminów rocznych MSDO pokazuje jeden z aspektów ich odmienności względem tych, które opisywały prawidłowości rozkładu przestrzennego wysokości opadów (por. rozdz. VI.3 i ryc. 53). Lata anomalne w jednym kontekście, są jak najbardziej typowe w drugim i na odwrót. Poza tym, modele semiwariancji sum opadów wykazywały daleko większą jednorodność – odchylenia od przeciętnej były znacznie mniejsze.

Również biorąc pod uwagę liczbę i charakter składowych budujących modele zauważalne są istotne różnice. Analizując sumy opadów, stwierdzono występowanie trzech typów, to jest 2, 4 i 5 (por. podrozdz. VI.4), z których ten pierwszy dominował (odpowiednio 11, 5 i 9 przypadków). Tym razem wystąpiły także typy 1 i 6, czyli „nugget + 1 składowa + trend” oraz „nugget + 1 składowa” (odpowiednio 2 i 3 przypadki), a najliczniej, bo w 11 przypadkach stwierdzono typ 4, czyli „nugget + 2 składowe”. Prawdopodobnie różnice te są efektem zredukowanej znacznie roli składowej długodystansowej w zróżnicowaniu

⁵² Statystyka klasyczna.

przestrzennym terminów rocznych MSDO (typ 2 i 4 różnią się jej obecnością lub brakiem). Można by na podstawie tego sądzić, że jej wysoki udział w sumach MSDO był do pewnego stopnia pozorny – „łączone” bowiem były zbliżone wysokością opady pochodzące z różnych epizodów i o różnej genezie.

Zasięg pierwszej składowej waha się od 9 do 28 km i średnio wynosi 15,8 km. Wartości te są bardzo zbliżone do uzyskanych dla pierwszej składowej modeli sum opadów (9 do 30 km, 17,5 km, por. roz. VI). Podobieństwo dotyczy jednakże jedynie tych ogólnych statystyk, a nie wartości w kolejnych latach. Współczynnik korelacji liniowej pomiędzy nimi wynosi bowiem zaledwie 0,16. To samo można powiedzieć o zasięgach drugiej i trzeciej składowej, odpowiednio: 102,8 oraz 105,3 km oraz 180,0 i 177,5 km. W wypadku tych parametrów, oraz składowej trendu, dodatkowa różnica wynika z faktu, że nie były one notowane każdego roku i często występuje ich niesynchroniczność. Oznacza to, że na przykład składowa występująca w modelu sumy rocznych MSDO nie pojawia się na modelu terminów ich występowania lub odwrotnie.

Wariancja nuggetowa (C_0) modeli terminów występowania rocznych MSDO wynosiła średnio 21 dni⁵³ ($9,8 = 40,9$) i stanowiła 23,6% wariancji próby. Te same wskaźniki dla kolejnych składowych (C_1 , C_2 i trend) wynosiły 28,8, 16,0 i 11,5 dni oraz 45,1, 17,3 i 14,1%. Całkowita zmienność przestrzenna jest zatem w wypadku tego parametru głównie kształtowana występowaniem opadów o krótkim zasięgu (z pojedynczych komórek konwekcyjnych) oraz czynnikami losowymi wpływającymi na ich przemieszczanie się i wewnętrzną strukturę i.

Stwierdzone i opisane powyżej charakterystyki autokorelacji przestrzennej terminów występowania rocznych MSDO potwierdzają sugerowaną w poprzednim podrozdziale możliwość wykonywania czasoprzestrzennych kosymulacji i tworzenia wiarygodnych, praktycznie użytecznych, tablic prawdopodobieństwa czasu i wysokości maksymalnych rocznych sum dobowych opadów nawet w skali pojedynczych zlewni rzecznych, mezoregionów, czy obszarów zurbanizowanych.

⁵³ Dla uproszczenia wariancje składowych podawane są w tym przypadku w oryginalnej skali pomiarowej, czyli po operacji pierwiastkowania.

VIII.7. Podsumowanie rozdziału

- Do oceny prawdopodobieństwa, na terenie Polski, terminu i wysokości rocznych MSDO użyto metody interpolacji gęstości skupień (ang. *kernel density estimation*). Użyty wariant obliczeń umożliwił szacowanie prawdopodobieństwa sumy opadu w przedziale 0-120 mm co 1 mm, w każdym dniu roku, a więc także takich przypadków, które nie zanotowano w analizowanym wieloleciu (interpolacja i ekstrapolacja).
- Na podstawie uzyskanych wyników wydzielono w trakcie roku 14 okresów o zmiennym poziomie i gradiencie prawdopodobieństwa wystąpienia rocznych MSDO w różnych klasach wysokości. Okresy te trwają od 12 do 58 dni.
- Jakkolwiek na obszarze naszego kraju roczna MSDO może potencjalnie wystąpić każdego dnia, to prawdopodobieństwo jej wystąpienia jest w okresie między 16 grudnia a 19 marca skrajnie niskie (tylko 1,3%), natomiast że taki fakt nastąpi między 21 kwietnia a 5 listopada wynosi aż 95,6%. Okres, kiedy szansa na wystąpienie rocznej MSDO jest największa, trwa od 28 czerwca do 22 sierpnia. Skumulowane prawdopodobieństwo tego zdarzenia sięga 48,5%.
- Krzywa prawdopodobieństwa swoje maksimum roczne osiąga 23 lipca. Wynosi ono tego dnia 1,03%. Najniższe wartości dobowe występują na przełomie roku i wynoszą 0,005-0,008%. Zróżnicowanie przekracza zatem trzy rzędy wielkości.
- Od połowy grudnia do końca marca dominują roczne MSDO mniejsze od 20 mm. Od połowy czerwca do ostatniej dekady sierpnia najczęściej występują roczne MSDO o wysokości około 40 mm i więcej. W pozostałej części roku klasą dominującą są opady w przedziale 20-40 mm. Maksimum prawdopodobieństwa wystąpienia rocznych MSDO z poszczególnych klas wysokości zawiera się w krótkim okresie między 20 a 26 lipca.
- Najbardziej prawdopodobna wysokość rocznego MSDO w miesiącach zimowych wynosi 27 mm; 24 lipca wartość ta jest najwyższa i osiąga 39 mm w ciągu doby.
- Do oceny zmienności przestrzennej terminów występowania rocznych MSDO użyto obliczeń statystyk lokalnych ich daty (numeru dnia w roku juliańskim).
- Średnie daty występowania MSDO wahają się w Polsce od 27 czerwca (178 dzień roku) do 11 sierpnia (223 dzień), z przeciętnym terminem dla całego kraju 22 lipca (203 dzień). Wynik ten różni się jedynie o jeden dzień względem odczytanego z krzywej prawdopodobieństwa.
- Największy względnie zwarty obszar wczesnego występowania rocznych maksymalnych sum dobowych znajduje się w południowo-wschodniej Polsce nie obejmując Karpat Wschodnich, oraz nad dolną Wartą, Notecią i Odrą. Najpóźniej, bo pod koniec lipca i w pierwszej połowie sierpnia, największe roczne sumy dobowe notowane są najczęściej na wybrzeżu oraz nad środkową Wartą i Notecią.
- Odchylenie standardowe terminów pojawiania się rocznych MSDO wahało się od 29 do 70 dni, wynosząc przeciętnie dni 46. Cecha ta wykazuje generalną tendencję, modyfikowaną regionalnie przez rzeźbę terenu, do spadku z północnego zachodu i na południowy wschód (gradient oceaniczny?).

- Używając testów przeznaczonych do danych cyklicznych, wykazano wysoką istotność statystyczną różnic regionalnych w terminach występowania rocznych MSDO. Skupienie terminów w jednym sektorze spektrum spowodowało, że odchylenia statystyk klasycznych od cyklicznych były niewielkie, lecz miały one charakter systematyczny.
- Stwierdzono, że dane terminów występowania rocznych MSDO wykazują również wyraźną autokorelację przestrzenną, która może być w standardowy sposób modelowana.
- Przeciętne zasięgi składowych modeli struktury przestrzennej terminów MSDO są zbliżone do stwierdzonych dla ich wysokości (15,8, 102,8 i 180 km). W przypadkach jednak poszczególnych zbiorów danych nie ma między nimi wyraźnych zależności. Dotyczy to także ilości i typu składowych tworzących model. Prawdopodobnie różnice te są efektem zredukowanej znacznie roli składowej długodystansowej.
- Całkowita zmienność przestrzenna terminu występowania rocznych MSDO jest głównie, bo w około 69%, kształtowana przez opady o krótkim zasięgu (z pojedynczych komórek konwekcyjnych) oraz czynniki losowe wpływające na ich przemieszczanie się i wewnętrzną strukturę.
- Zaproponowano wykorzystanie kosymulacji czasoprzestrzennych do sporządzenia regionalnych tablic prawdopodobieństwa terminu i wysokości rocznych MSDO.