

ARKADIUSZ BARTCZAK¹, RYSZARD GLAZIK², SEBASTIAN TYSZKOWSKI¹

¹Institut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania im. Stanisława Leszczyckiego w Toruniu
Polska Akademia Nauk w Warszawie

²Katedra Hydrologii i Gospodarki Wodnej
Uniwersytet Mikołaja Kopernika w Toruniu

TENDENCJE ROCZNYCH SUM OPADÓW ATMOSFERYCZNYCH WE WSCHODNIEJ CZĘŚCI KUJAW*

TRENDS OF ANNUAL PRECIPITATION SUMS FOR EASTERN KUJAWY

Streszczenie. W pracy przedstawiono wyniki analiz dotyczących wieloletnich tendencji rocznych sum opadów atmosferycznych na obszarze wschodniej części Kujaw. Analizę wykonano i przedstawiono dla ośmiu posterunków opadowych za pomocą trendu liniowego oraz trendu kroczącego (segmentowego). Zakres czasowy badań obejmował lata od 1951 do 2010. W przypadku wszystkich szeregów brak było podstaw do odrzucenia hipotezy, że mają one rozkład normalny. Analizy jednorodności nie wykazały tendencji rozwojowej, skoku wariancji ani skoku wartości średniej w badanych szeregach. Tendencje określone za pomocą liniowej funkcji trendu dla pełnych okresów nie były istotne statystycznie, jednak analiza tendencji za pomocą trendu kroczącego pozwoliła wyróżnić kilka skrajnie różnych pod względem wielkości opadów podokresów. Istotne statystycznie tendencje na wybranych posterunkach występowały w latach: 1961-1980 – tendencja rosnąca, 1974-1993 – tendencja malejąca, 1987-2003 – tendencja rosnąca. Wykazano również statystycznie istotną zależność wyrażoną za pomocą współczynnika korelacji pomiędzy badanymi szeregami rocznych sum opadów atmosferycznych. Wyznaczono także okresy wilgotne i suche zgodnie z kryterium KACZOROWSKIEJ (1962).

Słowa kluczowe: roczne sumy opadów, tendencje rocznych sum opadów, homogeniczność szeregów, trend kroczący, Kujawy

*Praca finansowana ze środków na naukę w latach 2010-2013 jako projekt badawczy nr N N306 47 3538.

Wstęp

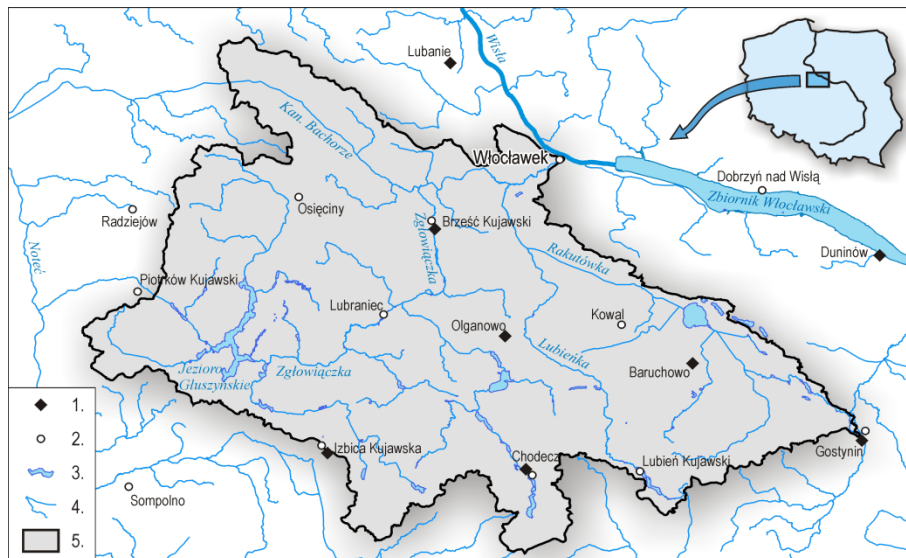
Analizy wieloletnich tendencji rocznych sum opadów na obszarze Polski można znaleźć w pracach wielu autorów. Analizy te dotyczą obszaru całej Polski, jak również jej regionów czy też konkretnych miast. Najbardziej znane są m.in. prace KACZOROWSKIEJ (1962), KOZUCHOWSKIEGO (1981, 1982, 1983, 1985, 1986), KOZUCHOWSKIEGO i WIBIG (1988), KOZUCHOWSKIEGO i IN. (1990), LORENC (1994), TWARDOSZA (1999), ŻMUDZKIEJ (2002).

Polska należy do obszaru o stosunkowo małej zmienności rocznych sum opadów (KOZUCHOWSKI i WIBIG 1988), a wystąpienie odbiegającej od normy zmiany sumy opadów może wywołać w środowisku zaburzenie jego naturalnej równowagi. W Polsce do szczególnych regionów, na których odczuwalny jest deficyt wody, należą Kujawy. Badania przeprowadzone przez WÓJCICKA i TOMASZEWSKIEGO (1987) dotyczące rozkładu przestrzennego opadów atmosferycznych w środkowej części Polski północnej w okresie 1951-1970 pokazały, że Kujawy i dolina Wisły są obszarami o najmniejszych średnich rocznych sumach opadów. Również BĄK (2003), analizując warunki klimatyczne Kujaw i Wielkopolski, zwrócił uwagę na Pojezierze Gnieźnieńskie i Kujawy jako obszar o rocznych sumach opadów mniejszych niż na terenach sąsiednich. Okresy deficytowe odbijają się szczególnie mocno na obszarach o wysoko rozwiniętej gospodarce rolnej, gdzie wywołują wymierne straty ekonomiczne. HOHENDORF (1948) wskazywał Wielkopolskę i Kujawy (ówczesne województwa poznańskie i bydgoskie) jako obszary, na których występują największe niedobory opadów w stosunku do potrzeb roślin uprawnych. Ponadto w pracy BRENDY (1997) znaleźć można informacje dotyczące konkretnego wymiaru strat w produkcji roślinnej spowodowanych deficytem wody.

Głównym celem niniejszej pracy jest analiza wieloletnich tendencji rocznych sum opadów atmosferycznych we wschodniej części Kujaw w okresie 1951-2010. W układzie hydrologicznym obszar badań można zamknąć powierzchniowym działem wodnym dorzecza Zgłowiączki. Jest to obszar młodoglacjalny o wysoko rozwiniętej gospodarce rolnej (BARTCZAK 2007). Dominującą formą użytkowania ziemi w dorzeczu Zgłowiączki są użytki rolne, które zajmują 1198,0 km², tj. około 80% jego powierzchni. W strukturze użytków rolnych dominują grunty orne, które w ogólnej powierzchni dorzecza stanowią około 73% (1097,3 km²), natomiast udział użytków zielonych wynosi 6,7% (100,7 km²). Powierzchnia zajęta przez las wynosi około 127 km², co w ogólnej powierzchni dorzecza stanowi jedynie 8,5%. Odtworzenie na podstawie danych historycznych wielkości niedoborów wody można wykorzystać, porównując je np. z wielkością produkcji rolnej w tym samym okresie. Analiza taka może dać możliwość opracowania koncepcji minimalizacji strat w wyniku wystąpienia tego rodzaju zdarzeń, a więc ma wymiar praktyczny.

Dane

Analizy oparto na szeregach rocznych sum opadów atmosferycznych z ośmiu posterunków opadowych należących do sieci Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej w Warszawie. Rozmieszczenie stacji zaprezentowano na rysunku 1. Wszystkie stacje są



Rys. 1. Rozmieszczenie posterunków opadowych we wschodniej części Kujaw; 1 – posterunki opadowe, 2 – miasta, 3 – jeziora, 4 – ciekii, 5 – powierzchniowy dział wodny dorzecza Zgłowiączki

Fig. 1. Distribution of precipitation stations in Eastern Kujawy; 1 – precipitation stations, 2 – cities, 3 – lakes, 4 – rivers, 5 – watershed of the Zgłowiączka River basin

położone we wschodniej części Kujaw. Odległości pomiędzy nimi zestawiono w tabeli 1. Ze względu na potrzebę wykorzystania wyników przeprowadzonych badań do dalszych analiz hydrologicznych sumy roczne opadów nie obejmują roku kalendarzowego (od stycznia do grudnia), jak przyjęto w standardowych badaniach klimatologicznych, lecz rok hydrologiczny (od listopada do października).

Bardzo duże znaczenie w badaniu szeregów klimatologicznych, jak również hydrologicznych, mają „działania wstępne”, polegające m.in. na sprawdzeniu badanych szeregów pod względem ich jednorodności. W literaturze można znaleźć wiele narzędzi do wykrywania zmian w wieloletnich szeregach danych. Najczęściej do detekcji zmian służą różnego typu testy statystyczne, które ogólnie możemy podzielić na dwie grupy: parametryczne i nieparametryczne. Podstawowe założenie stosowalności testów parametrycznych to takie, że szereg poddany badaniu podlega konkretnemu rozkładowi, najczęściej normalnemu. Takie założenie wynika z faktu, że testy parametryczne dotyczą konkretnych parametrów szeregu. Stosowanie testów nieparametrycznych jest znacznie szersze z tego względu, że nie wymagają one takich założeń jak testy parametryczne, jednak ich moc jest mniejsza. Zalecane jest, aby do badania jednorodności szeregów stosować różne testy, nawet gdy dotyczą tego samego aspektu zmiany (MITOŚEK 1992, KUNDZEWICZ i IN. 2002). Wszystkie zastosowane w niniejszej pracy testy weryfikowano na poziomie istotności $\alpha = 0,05$, co oznacza, że prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy H_0 , która była prawdziwa, wynosi 5%. Jest to najczęściej przyjmowany poziom istotności, nie mający związku z obliczeniami ani z danymi przyjętymi do analiz (KOT i IN. 2011).

Tabela 1. Odległości w linii prostej pomiędzy posterunkami opadowymi we wschodniej części Kujaw (km)

Table 1. Radial distance between precipitation stations in Eastern Kujawy (km)

Chodecz	×							
Baruchowo	17	×						
Izbica Kujawska	18	33	×					
Duninów	36	19	52	×				
Gostynin	38	17	48	17	×			
Lubanie	38	35	37	42	51	×		
Brześć Kujawski	24	26	23	39	43	15	×	
Olganowo	13	18	18	18	34	25	11	×
Posterunek Station	Chodecz	Baruchowo	Izbica Kujawska	Duninów	Gostynin	Lubanie	Brześć Kujawski	Olganowo

W pierwszej kolejności sprawdzono więc, czy wszystkie szeregi rocznych sum opadów atmosferycznych podlegają rozkładowi normalnemu. Badania takie były prowadzone przez KOŻUCHOWSKIEGO (1985), który stwierdził, że rozkłady częstości (poza kilkoma wyjątkami) „dają się aproksymować za pomocą krzywej rozkładu normalnego” (s. 82). Na badania te powołują się m.in. CEBULSKA i IN. (2007), zakładając *a priori* taki właśnie rozkład rocznych sum opadów atmosferycznych. Ze względu na brak w literaturze informacji o rozkładach częstości analizowanych w niniejszej pracy rocznych sum opadów na posterunkach we wschodniej części Kujaw, przeprowadzono taką właśnie analizę. Do oceny normalności rozkładu zastosowano test zgodności λ Kołmogorowa – weryfikujący hipotezę o zgodności pomiędzy dystrybuantą empiryczną a dystrybuantą teoretyczną (WĘGLARCZYK 1996). Statystyka testowa tego testu ma postać:

$$\lambda = \sqrt{n} \cdot D_{\max}$$

gdzie:

D_{\max} – największa bezwzględna różnica pomiędzy dystrybuantą empiryczną a dystrybuantą teoretyczną,

$$D_{\max} = \sup | \hat{F}(x) - F_{\text{teor}}(x) |$$

Hipoteza H_0 testu oznacza, że rozkład elementów badanego szeregu to rozkład normalny. Hipoteza ta powinna zostać odrzucona, kiedy wartość λ jest większa od wartości krytycznej λ_α odczytywanej z rozkładu Kołmogorowa lub jej równa. W innym przypadku ($\lambda < \lambda_\alpha$) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Następnie sprawdzono losowe uporządkowanie elementów szeregu testem Manna (WIBIG 1990). W przypadku gdy elementy szeregu nie są uporządkowane losowo, możemy również powiedzieć, że szereg wykazuje trend na określonym poziomie ufności.

Test ten należy do grupy testów nieparametrycznych, dlatego na wstępie uporządkowano rosnąco rozważany szereg, a następnie każdemu elementowi szeregu przypisano rangę. W następnej kolejności dla każdego i -tego elementu ($i = 2, \dots, N$) (i -tej rangi) w szeregu wyznaczono liczbę k_i , która wskazuje, ile wyrazów następujących chronologicznie po i jest większych od niego. Statystyka testowa ma postać:

$$P_N = \sum_{i=2}^N k_i$$

W przypadku szeregu o liczbie elementów $N > 10$ statystyka P_N ma rozkład zbliżony do normalnego o określonej wartości średniej oraz wariancji (WIBIG 1990). Hipoteza H_0 testu mówiąca o losowym uporządkowaniu elementów serii powinna zostać odrzucona w przypadku, kiedy moduł wartości zmiennej standardowej t jest większy od kwantyla statystyki rozkładu normalnego rzędu 0,05 ($|t| > t_{\alpha(0,05)}$). Przedział odrzucenia jest dwustronny, co wynika z rozkładu.

Hipotezę o wystąpieniu tendencji (trendu) w szeregu przeprowadzono za pomocą testu Spearmana (OZGA-ZIELIŃSKI 1987). Należy on również do grupy testów nieparametrycznych, a statystyka testowa ma postać:

$$t = r_s \sqrt{\frac{n-2}{1-r_s^2}}$$

Statystyka t ma rozkład Studenta o $n - 2$ stopniach swobody. Hipotezę zerową o braku trendu w szeregu na poziomie istotności α odrzuca się, jeżeli moduł statystyki t jest większy od wartości krytycznej t_α lub jej równy. W innym przypadku, kiedy $t < t_\alpha$, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 , to znaczy, że badany szereg nie wykazuje trendu.

Testem Bartletta zweryfikowano hipotezę o równości wariancji w szeregu. Należy on do grupy testów parametrycznych. Postać matematyczna statystyki testowej jest następująca:

$$\chi^2 = \frac{2,303}{c} \left[(n-k) \log \frac{\sum_{i=1}^k (n_i - 1) S_i^{*2}}{n-k} - \sum_{i=1}^k (n_i - 1) \log S_i^{*2} \right]$$

Statystyka ta ma rozkład χ^2 o $k - 1$ stopniach swobody. Hipotezę H_0 mówiącą o równości wariancji w podszeregach (grupach) badanego szeregu na poziomie istotności α odrzuca się, jeżeli statystyka χ^2 jest większa od wartości krytycznej χ^2_α lub jej równa. W innym przypadku, kiedy $\chi^2 < \chi^2_\alpha$, nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 , to znaczy, że badany szereg nie wykazuje skoku wariancji.

Z kolei hipotezę o braku wystąpieniu skoku wartości średniej w szeregu zbadano testem skumulowanych odchyłeń (BUISHAND 1982). Statystyka testu ma postać:

$$Q = \max |S_k^{*2}|$$

Hipotezę H_0 mówiącą o braku skoku w badanym szeregu odrzuca się, jeżeli wartość statystyki Q jest większa od wartości krytycznej. W innym przypadku nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 . Tabela z wielkością wartości krytycznej dla odpowiednich poziomów istotności zamieszczona jest w pracy BUIHANDA (1982).

Wyniki analiz przeprowadzonych pod kątem jednorodności szeregów rocznych sum opadów atmosferycznych, niezależnie od okresu, z którego pochodziły, skłaniają autorów do następujących stwierdzeń:

- w przypadku wszystkich szeregów brak podstaw do odrzucenia hipotezy, że mają one rozkład normalny,
- wartości we wszystkich szeregach są uporządkowane losowo,
- w żadnym z szeregów nie występuje tendencja rozwojowa (trend),
- w żadnym z szeregów nie wykryto zmian wariancji,
- w żadnym z szeregów nie wykryto istotnego statystycznie skoku wartości średniej.

Metody

Klasyczna metoda określania tendencji rozwojowej w szeregu czasowym, tj. trend liniowy, zakłada jednostajną dynamikę tendencji (*in plus* lub *in minus*) w całym szeregu. W przypadku istotnego dopasowania płaszczyzny trendu do danych empirycznych lub przy istotnym statystycznie poziomie współczynnika kierunkowego można rozpocząć proces wyjaśniania tendencji rozwojowej badanej charakterystyki w określonym czasie. W innym przypadku wnioskowanie staje się nieuzasadnione. Trendy liniowe zdaniem KOŻUCHOWSKIEGO (1982), należy traktować jako bardzo duże uogólnienie zmian, które wynika z faktu, że trend liniowy jest maksymalnym wygładzeniem wieloletniego szeregu opisywanej charakterystyki. Ponadto wykorzystywanie liniowych funkcji trendu do oceny wieloletnich zmian sum opadów może być dyskusyjne i budzić pewne wątpliwości. Wynika to, zdaniem KOŻUCHOWSKIEGO (1982), z rozbieżności pomiędzy znanymi wahaniami i fluktuacjami, jakim podlegają opady atmosferyczne w czasie, a stałością rozwoju dynamiki opadów atmosferycznych, którego obrazem jest regresja prostoliniowa. Ponadto należy pamiętać, że wpływ na kierunek oraz istotność tendencji rozwojowej ma długość serii czasowej oraz cykliczność opadów atmosferycznych w czasie (KOŻUCHOWSKI 1985, CEBULSKA i IN. 2007).

Zatem tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych przedstawiono również za pomocą trendu kroczącego (segmentowego, pełzającego). Metoda ta jest szczególnie użyteczna do analizy długich szeregów, które charakteryzują się nieregularnymi i licznymi zmianami kierunku tendencji rozwojowej w szeregu. Trend kroczący nie posiada analitycznej postaci funkcji matematycznej.

Wygładzanie szeregu polega na arbitralnym ustaleniu stałej wygładzania k ($k < n$), a następnie szacowaniu parametrów strukturalnych liniowej funkcji trendu na podstawie kolejnych fragmentów szeregu o długości stałej k .

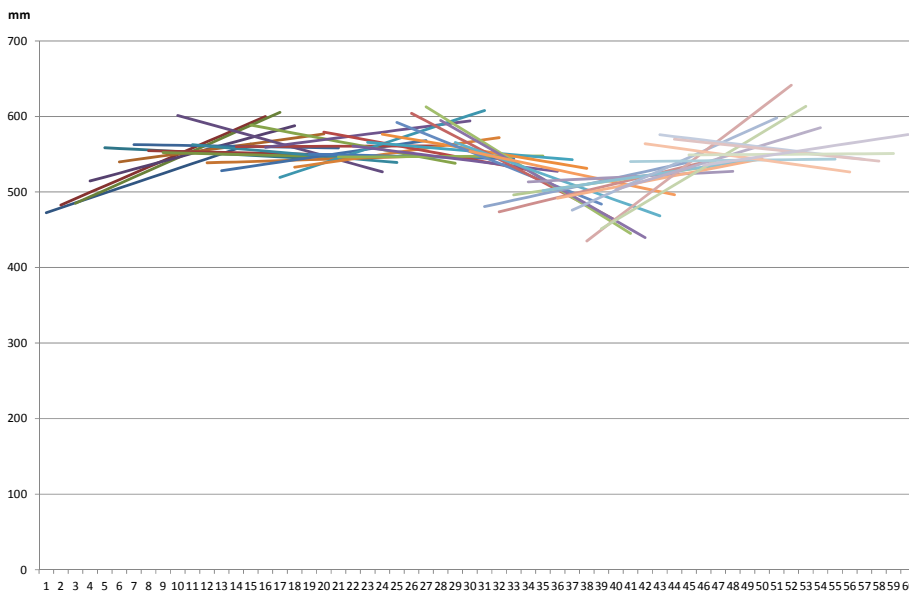
Dla szeregu chronologicznego y_1, y_2, \dots, y_n i stałej wygładzania k kolejnymi fragmentami szeregu są:

$$\begin{aligned}
 &Y_1, \dots, Y_k \\
 &Y_2, \dots, Y_{k+1} \\
 &\dots\dots\dots \\
 &Y_{n-k+1}, \dots, Y_n
 \end{aligned}$$

Następnie szacowane są – klasyczną metodą najmniejszych kwadratów – parametry strukturalne funkcji w każdym segmencie. Liczba segmentów w szeregu wynosi $n - k + 1$, np. dla szeregu składającego się z 60 wartości przy stałej $k = 10$ lat liczba segmentów wynosi 51, a przy stałej $k = 15$ lat liczba segmentów wynosi 46. Liniowe funkcje trendu dla każdego segmentu przyjmują postać:

$$\begin{aligned}
 \hat{y}_1 &= a_1 + b_1 t \text{ dla } 1 \leq t \leq k \\
 \hat{y}_2 &= a_2 + b_2 t \text{ dla } 2 \leq t \leq k + 1 \\
 &\dots\dots\dots \\
 \hat{y}_{n-k+1} &= a_{n-k+1} + b_{n-k+1} t \text{ dla } n - k + 1 \leq t \leq n
 \end{aligned}$$

Na rysunku 2 zaprezentowano liniowe segmenty tendencji kroczącej o kroku równym 15 lat.



Rys. 2. Liniowe segmenty tendencji kroczącej (krok równy 15 lat) rocznych sum opadów atmosferycznych na posterunku opadowym w Izbicy Kujawskiej w latach 1951-2010 (na podstawie danych IMGW)

Fig. 2. Linear segments of moving trend (interval of 15 years) of annual precipitation at precipitation station in Izbica Kujawska in 1951-2010 (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

Ostateczne wyrównanie szeregu otrzymuje się poprzez obliczenie średnich arytmetycznych z wartości teoretycznych.

Do oceny dopasowania wartości teoretycznych (trendu kroczącego) do danych empirycznych zastosowano współczynnik korelacji liniowej Pearsona, który ma postać:

$$r_{xy} = \frac{\text{COV}(xy)}{S_{(x)}S_{(y)}}$$

Współczynnik korelacji zweryfikowano pod względem jego istotności statystycznej za pomocą statystyki *t*-Studenta:

$$t = \frac{r_{xy}}{\sqrt{1 - r_{xy}^2}} \sqrt{n - 2}$$

Statystyka ta ma rozkład o $n - 2$ stopniach swobody. Hipotezę zerową ($H_0: r_{xy} = 0$) o nieistotności współczynnika korelacji na poziomie istotności α odrzuca się, jeżeli moduł statystyki *t* jest większy od wartości krytycznej t_α lub jej równy. W innym przypadku (moduł *t* jest mniejszy od wartości krytycznej t_α) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy H_0 i przyjęcia hipotezy alternatywnej H_A ($H_A: r_{xy} \neq 0, r_{xy} > 0$ lub $r_{xy} < 0$). Hipotezę zerową weryfikowano na poziomie istotności $\alpha = 0,05$.

Wyniki i dyskusja

Roczne sumy opadów w analizowanych okresach we wschodniej części Kujaw charakteryzowały się stosunkowo niewielką zmiennością. Współczynnik zmienności (stosunek odchylenia standardowego do wartości średniej wieloletniej) rocznych sum opadów atmosferycznych wynosił od 18% (Chodecz, Izbica Kujawska, Gostynin) przez 19% (Baruchowo, Duninów, Brześć Kujawski, Olganowo) do 22% (Lubanie). Przy przyjęciu dla wszystkich posterunków takiego samego okresu, tj. 1960-1991, wartości współczynnika zmienności były podobne i wynosiły od 17% (Chodecz) przez 18% (Baruchowo, Izbica Kujawska, Brześć Kujawski), 19% (Duninów, Olganowo), 20% (Gostynin) do 22% (Lubanie). Wartość współczynnika zmienności pokazuje, że rozrzut skrajnych wartości rocznych sum opadów w stosunku do wartości średniej na wszystkich posterunkach był podobny. Obliczone przez WÓJCIKA i MARCINIAKA (1993) współczynniki zmienności z okresu 1951-1990 są zbliżone i wynoszą dla Włocławka 21,8%, Płocka 18,9% oraz Bydgoszczy 22,7% i Torunia 22,2%. Wartości współczynników są nieco większe od uśrednionego współczynnika z obszaru Polski nizinnej z okresu 1951-2000 obliczonego przez ŻMUDZKĄ (2002) i wynoszącego 13,0%. KOZUCHOWSKI (1986) wykazał rosnącą tendencję zmienności opadów w Polsce w ostatnim wieku i jego zdaniem jest to „charakterystyczną cechą ewolucji stosunków opadowych w Polsce w ostatnim stuleciu” (s. 452). Przyczyny tej zmienności upatruje w zmianach charakteru ogólnej cyrkulacji atmosfery, a konkretnie w przejściu ze strefowych do południkowych form cyrkulacji.

Analiza statystycznej istotności miary dopasowania płaszczyzny trendu liniowego do danych rzeczywistych, jaką jest współczynnik determinacji, wykazała, że na wszystkich analizowanych posterunkach we wschodniej części Kujaw współczynnik ten nie był statystycznie istotny. Należy zatem przyjąć, że tendencja rozwojowa w niewielkim

stopniu wyjaśnia zmienność opadów atmosferycznych w tej części Polski. W przypadku, kiedy równania regresji byłyby istotne, należałoby je raczej traktować jako pewnego rodzaju odbicie wieloletnich fluktuacji, a nie stałą tendencją wieloletnią (KOZUCHOWSKI 1983).

Współczynniki kierunkowe trendu liniowego wskazywały na różny kierunek zmian rocznych sum opadów (tab. 2), jednak wynikało to raczej z przyjętego zakresu czasowego aniżeli z faktycznych różnic zmian tendencji opadów na badanym obszarze. Potwierdzeniem tego faktu jest analiza kierunku trendu liniowego oraz stopień współzależności szeregów rocznych sum opadów na badanym obszarze wykonany dla jednolitego zakresu czasowego, tj. lat 1960-1991. Współczynniki korelacji liniowej pomiędzy posterunkami zawierały się w granicach od 0,62 (Olganowo–Gostynin) i 0,65 (Olganowo–Baruchowo) do 0,85 (Chodecz–Duninów) i 0,86 (Baruchowo–Gostynin) (tab. 3). Tak więc związki pomiędzy opadami, wyrażone współczynnikami korelacji, praktycznie na wszystkich posterunkach należą do grupy związków słabych ($r = 0,5 \div 0,7$) i mocnych ($r = 0,7 \div 0,9$), ale wszystkie są istotne statystycznie. Znaczący wpływ na tak duże

Tabela 2. Istotność statystyczna trendu liniowego na posterunkach opadowych we wschodniej części Kujaw (na podstawie danych IMGW)

Table 2. Statistical significance of the linear trend at precipitation stations in Eastern Kujawy (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

Posterunek Station	Równanie linii trendu Equation of the trend line	Istotność statystyczna współczynnika determinacji R^2 Significance of the coefficient of determination R^2	Posterunek Station	Równanie linii trendu Equation of the trend line	Istotność statystyczna współczynnika determinacji R^2 Significance of the coefficient of determination R^2
Chodecz (1952-2010)	$y = 0,347x + 544,2$	Nieistotny Not significant	Chodecz (1960-1991)	$y = -1,791x + 602,1$	Nieistotny Not significant
Baruchowo (1951-2010)	$y = 1,429x + 488,0$	Nieistotny Not significant	Baruchowo (1960-1991)	$y = -1,964x + 558,5$	Nieistotny Not significant
Izbica Kujawska (1951-2010)	$y = 0,541x + 523,7$	Nieistotny Not significant	Izbica Kujawska (1960-1991)	$y = -3,418x + 601,7$	Nieistotny Not significant
Duninów (1957-2010)	$y = -0,205x + 584,5$	Nieistotny Not significant	Duninów (1960-1991)	$y = -3,115x + 642,1$	Nieistotny Not significant
Gostynin (1955-2000)	$y = -0,882x + 555,3$	Nieistotny Not significant	Gostynin (1960-1991)	$y = -4,067x + 599,5$	Istotny Significant
Lubanie (1955-1994)	$y = -1,275x + 545,4$	Nieistotny Not significant	Lubanie (1960-1991)	$y = -2,507x + 566,7$	Nieistotny Not significant
Brześć Kujawski (1955-1991)	$y = -0,482x + 464,0$	Nieistotny Not significant	Brześć Kujawski (1960-1991)	$y = -1,900x + 492,4$	Nieistotny Not significant
Olganowo (1960-1991)	$y = -0,658x + 552,0$	Nieistotny Not significant	Olganowo (1960-1991)	$y = -0,658x + 552,0$	Nieistotny Not significant

Tabela 3. Współczynniki korelacji pomiędzy szeregami rocznych sum opadów atmosferycznych na posterunkach opadowych we wschodniej części Kujaw w okresie 1960-1991 (na podstawie danych IMGW)

Table 3. Correlation coefficients between annual series of precipitation at precipitation stations in Eastern Kujawy in the period 1960-1991 (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

Chodecz	×							
Baruchowo	0,76	×						
Izbica Kujawska	0,75	0,79	×					
Duninów	0,85	0,73	0,71	×				
Gostynin	0,73	0,86	0,72	0,77	×			
Lubanie	0,78	0,73	0,77	0,78	0,70	×		
Brześć Kujawski	0,78	0,72	0,77	0,78	0,68	0,80	×	
Olganowo	0,84	0,65	0,76	0,82	0,62	0,70	0,78	×
Posterunek Station	Chodecz	Baruchowo	Izbica Kujawska	Duninów	Gostynin	Lubanie	Brześć Kujawski	Olganowo

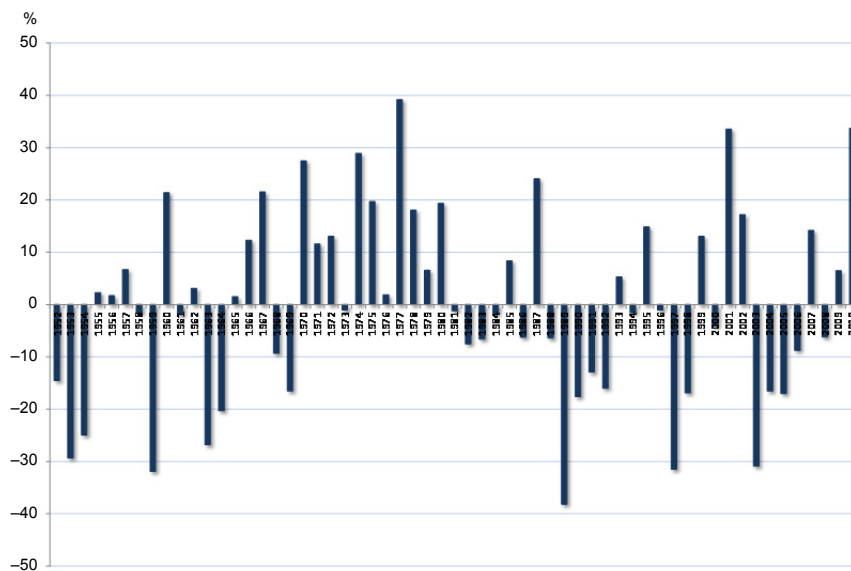
wartości współczynników korelacji mają zapewne odległości pomiędzy posterunkami. Najmniejsza odległość wynosi 11 km (pomiędzy Brześciem Kujawskim a Olganowem), a największa 52 km (pomiędzy Duninowem a Izbicą Kujawską) (tab. 1).

Potwierdzenie wyników przeprowadzonych obliczeń znaleźć można w pracy ŻMUDZKIEJ (2002), która, przeanalizowawszy tendencje (trendem liniowym) na 50 stacjach w Polsce w drugiej połowie XX wieku, stwierdziła, że „wysokość opadów nie wykazuje określonego kierunku (istotnego trendu) zmian” (s. 26). Największe dodatnie współczynniki kierunkowe (powyżej 1 mm na rok) wystąpiły na Pojezierzu Pomorskim i Podkarpaciu, a ujemne ($-1 \div 0$ mm na rok) – w pasie wyżyn i w południowo-zachodniej Polsce. Jednak współczynniki regresji nie były istotne statystycznie.

Klasyfikację lat i okresów z nadmiarem lub niedoborem opadów oparto na kryterium KACZORÓWSKIEJ (1962) (rys. 3). Największy udział procentowy mają lata przeciętne (tab. 4), gdzie odchylenie sum rocznych opadów od średniej wieloletniej nie jest większe od 10%. Widoczna jest również przewaga lat bardzo suchych (procentowe odchylenie od średniej: od -25% do -50%) nad okresami bardzo wilgotnymi (procentowe odchylenie od średniej: od $+25\%$ do $+50\%$). Lata skrajne (wilgotne i suche) wystąpiły tylko na dwóch posterunkach: w Brześciu Kujawskim i Lubaniu. Do skrajnie wilgotnych lat zaliczono rok 1970 (również lata: 1960, 1980 i 2010 należały do bardzo wilgotnych, o współczynnikach zbliżonych do lat skrajnie wilgotnych), a do skrajnie suchych – rok 1959 (również lata: 1953, 1954, 1963, 1989, 2003 i 2005 należały do bardzo suchych o współczynnikach zbliżonych do lat skrajnie suchych).

LORENC (1994), po zbadaniu 100-letnich szeregów rocznych sum opadów, stwierdziła, że powtarzające się w poszczególnych latach bądź okresach nadmiary i niedobory opadów są „cechą klimatu Polski” (s. 49).

Bartczak A., Glazik R., Tyszkowski S., 2013. Tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych we wschodniej części Kujaw. Nauka Przyr. Technol. 7, 1, #8.



Rys. 3. Odchylenia procentowe rocznych sum opadów atmosferycznych w stosunku do średniej wieloletniej sumy opadów na posterunku opadowym w Chodczu w latach 1952-2010 (na podstawie danych IMGW)

Fig. 3. Percentage deviations of annual precipitation against the longstanding, average sum of precipitation at precipitation station in Chodecz in 1952-2010 (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

Tabela 4. Procentowy udział lat z nadmiarem i niedoborem opadów wydzielonych zgodnie z kryterium KACZOROWSKIEJ (1962) (na podstawie danych IMGW)

Table 4. Percentage of years with precipitation excess and deficiency identified in accordance with KACZOROWSKA'S criterion (1962) (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

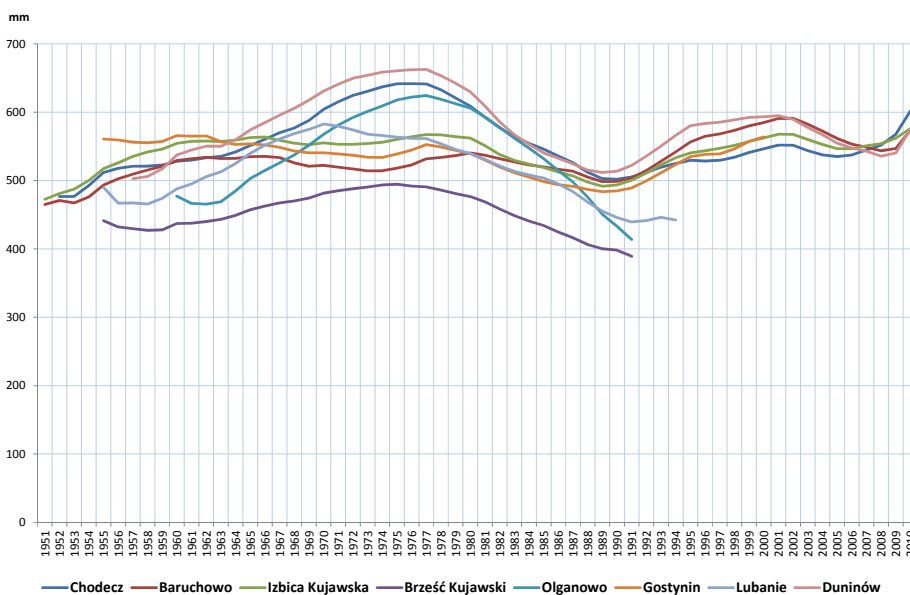
Klasyfikacja roku Classification of the year	Chodecz (1952- -2010)	Baruchowo (1951- -2010)	Izbica Kujawska (1951- -2010)	Duninów (1957- -2010)	Gostynin (1955- -2000)	Lubanie (1955- -1994)	Brześć Kujawski (1955- -1991)	Olganowo (1960- -1991)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
Skrajnie wilgotny Extremely wet	0	0	0	0	0	0	3	0
Bardzo wilgotny Very wet	10	8	5	9	9	10	3	9
Wilgotny Wet	17	22	22	22	20	23	22	25
Przeciętny Average	42	45	52	35	48	35	46	38

Tabela 4 – cd. / Table 4 – cont.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Suchy Dry		22	10	15	19	13	20	16	22
Bardzo suchy Very dry		8	15	7	15	11	10	11	6
Skrajnie suchy Extremely dry		0	0	0	0	0	3	0	0

Analiza tendencji za pomocą trendu kroczącego (rys. 4) pozwoliła wyróżnić kilka skrajnie odrębnych pod względem wielkości opadów podokresów. Istotne statystycznie tendencje na wybranych posterunkach (tab. 5) występowały w latach:

- 1961-1980 – tendencja rosnąca,
- 1974-1993 – tendencja malejąca,
- 1987-2003 – tendencja rosnąca.



Rys. 4. Tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych na posterunkach opadowych we wschodniej części Kujaw w latach 1951-2010 (na podstawie danych IMGW)

Fig. 4. Trends of annual precipitation at precipitation stations in Eastern Kujawy in 1951-2010 (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

W badanych szeregach można wybrać specyficzne, nietypowe, skrajnie odmienne pod względem ilości opadów podokresy, które przyczyniły się do zmian kierunku linii trendu. Okresy te zestawiono w tabeli 6.

Bartczak A., Glazik R., Tyszkowski S., 2013. Tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych we wschodniej części Kujaw. Nauka Przyr. Technol. 7, 1, #8.

Tabela 5. Istotność statystyczna współczynnika determinacji R^2 trendu liniowego rocznych sum opadów atmosferycznych w 15-letnich podokresach na posterunkach opadowych we wschodniej części Kujaw (na podstawie danych IMGW)

Table 5. Statistical significance of the determination coefficient R^2 of the linear trend of annual precipitation in 15-year-long subperiods at precipitation stations in Eastern Kujawy (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

Okres Period	Chodecz (1952- -2010)	Baruchowo (1951- -2010)	Izbica Kujawska (1951- -2010)	Duninów (1957- -2010)	Gostynin (1955- -2000)	Lubanie (1955- -1994)	Brześć Kujawski (1955- -1991)	Olganowo (1960- -1991)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1951-1965	•	0	0	•	•	•	•	•
1952-1966	0	0	0	•	•	•	•	•
1953-1967	0	0	0	•	•	•	•	•
1954-1968	0	0	0	•	•	•	•	•
1955-1969	0	0	0	•	0	0	0	•
1956-1970	0	0	0	•	0	0	0	•
1957-1971	0	0	0	0	0	0	0	•
1958-1972	0	0	0	0	0	0	0	•
1959-1973	0	0	0	0	0	0	0	•
1960-1974	0	0	0	0	0	0	0	0
1961-1975	■	0	0	0	0	0	0	■
1962-1976	0	0	0	0	0	0	0	■
1963-1977	■	0	0	■	0	0	0	■
1964-1978	■	0	0	0	0	0	0	■
1965-1979	0	0	0	0	0	0	0	0
1966-1980	0	0	0	0	0	0	0	■
1967-1981	0	0	0	0	0	0	0	0
1968-1982	0	0	0	0	0	0	0	0
1969-1983	0	0	0	0	0	0	0	0
1970-1984	0	0	0	0	0	0	0	0
1971-1985	0	0	0	0	0	0	0	0
1972-1986	0	0	0	0	0	0	0	0
1973-1987	0	0	0	0	0	0	0	0
1974-1988	■	0	0	■	0	0	0	0
1975-1989	■	0	0	■	0	0	0	■
1976-1990	■	0	0	■	0	0	0	■

Tabela 5 – cd. / Table 5 – cont.

1	2	3	4	5	6	7	8	9
1977-1991	■	0	0	■	■	■	0	■
1978-1992	■	0	0	■	■	0	•	•
1979-1993	0	0	0	■	0	0	•	•
1980-1994	0	0	0	0	0	0	•	•
1981-1995	0	0	0	0	0	•	•	•
1982-1996	0	0	0	0	0	•	•	•
1983-1997	0	0	0	0	0	•	•	•
1984-1998	0	0	0	0	0	•	•	•
1985-1999	0	0	0	0	0	•	•	•
1986-2000	0	0	0	0	0	•	•	•
1987-2001	0	0	0	■	•	•	•	•
1988-2002	■	■	■	■	•	•	•	•
1989-2003	0	■	0	0	•	•	•	•
1990-2004	0	0	0	0	•	•	•	•
1991-2005	0	0	0	0	•	•	•	•
1992-2006	0	0	0	0	•	•	•	•
1993-2007	0	0	0	0	•	•	•	•
1994-2008	0	0	0	0	•	•	•	•
1995-2009	0	0	0	0	•	•	•	•
1996-2010	0	0	0	0	•	•	•	•

■ – tendencja dodatnia istotna statystycznie, ■ – tendencja ujemna istotna statystycznie, 0 – trend nieistotny statystycznie, • – brak danych.

■ – statistically significant positive trend, ■ – statistically significant negative trend, 0 – statistically non-significant trend, • – no data.

WÓJCIK i MARCINIAK (1993), analizując przestrzenny rozkład i zmienność opadów w regionie dolnej Wisły w okresie 1951-1990, wskazali na rosnącą tendencję rocznych sum opadów. Najwyraźniej zaznaczyła się ona w okresie od 1951 do 1980 roku. W okresie 1981-1990 opady atmosferyczne były niższe od średniej wieloletniej.

Przyczyny występowania tak małych sum rocznych opadów na Kujawach tłumaczone jest nizinnością terenu oraz cieniem opadowych wysoczyzn pojeziernych (WÓJCIK i TOMASZEWSKI 1987, WÓJCIK i MARCINIAK 1993).

Wartość współczynnika korelacji pomiędzy wartościami rzeczywistymi a teoretycznymi (trend segmentowy) jest stosunkowo duża, choć trudno o porównanie. Wynika to z braku w literaturze tego typu analiz. Wszystkie obliczone wartości współczynników na wszystkich posterunkach są istotne statystycznie, stąd też wniosek, że pomimo iż

Tabela 6. Odchylenia procentowe średnich opadów atmosferycznych w wydzielonych podokresach w stosunku do średniej wieloletniej sumy opadów na posterunkach opadowych we wschodniej części Kujaw (na podstawie danych IMGW)

Table 6. Percentage deviations of average precipitation in determined subperiods against the longstanding average sum of precipitation at precipitation stations in Eastern Kujawy (on the basis of Institute of Meteorology and Water Management data)

Okres Period	Chodecz	Baruchowo	Izbica Kujawska	Duninów	Gostynin	Lubanie	Brześć Kujawski	Olganowo
1951-1954	-23	-18	-18	•	•	•	•	•
1963-1964	-24	-23	-18	-33	-21	-29	-23	-29
1965-1967	+12	+14	+17	+11	+26	+16	+20	+7
1970-1980	+17	+1	+7	+16	+4	+11	+10	+17
1982-1983	-7	-4	-21	-17	-12	-25	-26	-14
1989-1992	-18	-14	-17	-18	-19	-19	-10	-19
2001-2002	+25	+40	+32	+21	•	•	•	•
2003-2006	-22	-9	-14	-19	•	•	•	•

• – brak danych.

• – no data.

trend segmentowy nie posiada postaci matematycznej, dobrze przedstawia (obrazuje) tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych. Jedynym problemem, z jakim można się spotkać, wykorzystując do badań tego typu analizę, jest subiektywny, a tym samym problematyczny dobór kroku wygładzania k . Im jest on mniejszy, tym bardziej linia trendu będzie się zbliżała do linii rzeczywistego przebiegu sum rocznych opadów. Z kolei większy krok spowoduje znaczne „spłaszczenie” linii trendu, co może utrudnić analizę. W przedstawionej pracy autorzy zdecydowali się na wybór kroku czasowego wynoszącego 15 lat, zdając sobie jednocześnie sprawę, że jest to dobór dyskusyjny.

Podsumowanie

Na podstawie przeprowadzonych analiz nie stwierdzono statystycznie istotnych tendencji w przebiegu wieloletnim rocznych sum opadów atmosferycznych, na wszystkich analizowanych posterunkach widoczne są natomiast okresy o większych lub mniejszych rocznych sumach opadów w stosunku do wartości średnich. Fluktuacje, a także krótkookresowe statystycznie istotne tendencje opadów mają większe znaczenie aniżeli ich tendencja wieloletnia. Uzyskane wyniki analiz nie odbiegają od ogólnych tendencji i prawidłowości, jakimi charakteryzuje się przebieg rocznych sum opadów w drugiej połowie XX wieku opisywany w literaturze i dotyczący Polski.

Jednak rozważania dotyczące rocznych sum opadów należy prowadzić z dużą ostrożnością. Należy pamiętać, że wartość roczna jest uśrednieniem sytuacji, jakie występują w całym roku. Występowanie lat z przeciętną sumą opadów nie zawsze odzwierciedla „równomierność sezonową”. Jak wskazują badania KOZUCHOWSKIEGO (1985) oraz ŻMUDZKIEJ (2002), przeciętność roczna jest często wynikiem wystąpienia silnych anomalii opadów sezonowych – anomalii o przeciwnych znakach. Wyniki badań dotyczących sezonowości opadów na Kujawach i ich nierównomierności będą przedstawione w osobnej publikacji.

Literatura

- BARTCZAK A., 2007. Wieloletnia zmienność odpływu rzecznego z dorzecza Zgłowiączki. Pr. Geogr. Inst. Geogr. Przestrz. Zagosp. PAN 209.
- BAK B., 2003. Warunki klimatyczne Wielkopolski i Kujaw. *Woda Środ. Obsz. Wiej.* 3, zesz. spec. 9: 11-38.
- BRENDA Z., 1997. Deficyt wody – główna bariera wzrostu produkcji rolnej w województwie wrocławskim. *Przegl. Geogr.* 69, 3-4: 333-351.
- BUISHAND T.A., 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *J. Hydrol.* 58: 11-27.
- CEBULSKA M., TWARDOSZ R., CICHOCKI J., 2007. Zmiany rocznych sum opadów atmosferycznych w dorzeczu górnej Wisły w latach 1881-2030. W: *Wahania klimatu w różnych skalach przestrzennych i czasowych*. Red. K. Piotrowicz, R. Twardosz. Instytut Geografii i Gospodarki Przestrzennej UJ, Kraków: 383-390.
- HOHENDORF E., 1948. Niedobory i nadmiary opadów w Polsce. *Gosp. Wod.* 10: 276-287.
- KACZOROWSKA Z., 1962. Opady w Polsce w przekroju wieloletnim. Pr. Geogr. Inst. Geogr. PAN 33.
- KOT S.M., JAKUBOWSKI J., SOKOŁOWSKI A., 2011. *Statystyka*. Difin, Warszawa.
- KOZUCHOWSKI K., 1981. Zmienność opadów atmosferycznych w Zakopanem. *Przegl. Geogr.* 53, 1: 43-60.
- KOZUCHOWSKI K., 1982. Współczesne tendencje zmian rocznych sum opadów w Polsce (1931-1980). *Przegl. Geofiz.* 27, 3-4: 251-260.
- KOZUCHOWSKI K., 1983. Wiekowe zmiany rocznych sum opadów w Polsce. *Czas. Geogr.* 54, 2: 231-237.
- KOZUCHOWSKI K., 1985. Zmienność opadów atmosferycznych w Polsce w stuleciu 1881-1980. *Acta Geogr. Lodz.* 48.
- KOZUCHOWSKI K., 1986. Zmienność opadów w Polsce w przebiegu wieloletnim. *Przegl. Geogr.* 58, 3: 441-457.
- KOZUCHOWSKI K., KŁYSIK K., TARAJKOWSKA M., WIBIG J., 1990. Rytmiczne zmiany opadów atmosferycznych na obszarze międzyrzecza Pilicy i Warty. *Przegl. Geogr.* 62, 3-4: 359-382.
- KOZUCHOWSKI K., WIBIG J., 1988. Kontynentalizm pluwialny w Polsce: różnicowanie geograficzne i zmiany wieloletnie. *Acta Geogr. Lodz.* 55.
- KUNDZEWICZ Z.W., RADZIEJEWSKI M., ROBSON A., 2002. Wprowadzenie do metodyki detekcji zmian. W: *Detekcja zmian klimatu i procesów hydrologicznych*. Red. Z.W. Kundzewicz, M. Radziejewski. Sorus, Poznań: 11-18.
- KUNDZEWICZ Z.W., ROBSON A.J., 2004. Change detection in hydrological records – a review of the methodology. *Hydrol. Sci. – J. Sci. Hydrol.* 49, 1: 7-19.

Bartczak A., Glazik R., Tyszkowski S., 2013. Tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych we wschodniej części Kujaw. *Nauka Przyr. Technol.* 7, 1, #8.

- LORENC H., 1994. Ocena zmienności temperatury powietrza i opadów atmosferycznych w okresie 1901-1993 na podstawie obserwacji z wybranych stacji meteorologicznych w Polsce. *Wiad. Inst. Meteorol. Gosp. Wod.* 17 (38), 4: 43-60.
- MITOSEK H.T., 1992. Odzwierciedlenie wahań klimatu w rocznych seriach czasowych – podejście statystyczne. *Przegl. Geofiz.* 37, 1-2: 7-17.
- OZGA-ZIELIŃSKI B., 1987. Badanie statystycznej niejednorodności ciągów pomiarowych. *Gosp. Wod.* 10: 226-228.
- TWARDOSZ R., 1999. Warunki pluwalne w Krakowie w latach 1792-1998. *Czas. Geogr.* 70, 2: 221-234.
- WĘGLARCZYK S., 1996. *Metody statystyczne*. Wyd. PK, Kraków.
- WIBIG J., 1990. *Metody analizy klimatologicznych szeregów czasowych*. W: *Materiały do poznania klimatu w okresie obserwacji instrumentalnych*. Red. K. Kożuchowski. Wyd. UŁ, Łódź: 98-202.
- WÓJCIK G., MARCINIAK K., 1993. Opady atmosferyczne w regionie dolnej Wisły w okresie 1951-1980. W: *Uwarunkowania przyrodnicze i społeczno-ekonomiczne zagospodarowania dolnej Wisły*. Red. Z. Churski. Instytut Geografii UMK, Toruń: 107-121.
- WÓJCIK G., TOMASZEWSKI W., 1987. Opady atmosferyczne w środkowej części Polski północnej. *Acta Univ. Nicolai Copernici Nauki Mat.-Przyr.* 66, Geogr. 20: 51-69.
- ŻMUDZKA E., 2002. O zmienności opadów atmosferycznych na obszarze Polski nizinnej w drugiej połowie XX wieku. *Wiad. Inst. Meteorol. Gosp. Wod.* 25 (46), 4: 23-38.

TRENDS OF ANNUAL PRECIPITATION SUMS FOR EASTERN KUJAWY

Summary. The work presents the results of the analyses of longstanding trends of yearly precipitation for the area of Eastern Kujawy. The analysis has been carried out and presented for eight precipitation stations by means of the linear trend and the moving trend (segment). The research encompassed the time span between 1951 and 2010. For all of the series, it would have been ungrounded to reject the hypothesis that they exhibit the normal distribution. The homogeneity analyses did not reveal either a rapid change in variance or in the mean value in the analysed series. The trends established by means of the linear trend function for full periods were not statistically significant. The trend analysis using the moving trend method has led to the identification of several subperiods which, precipitation-wise, differed dramatically. The statistically significant trends at the selected stations were observed in 1961-1980 – an upward trend, 1974-1993 – a downward trend, 1987-2003 – an upward trend. A statistically significant correlation expressed by means of the correlation coefficient between the analysed series of annual precipitation has been observed. Moreover, both humid and dry periods have been determined in compliance with KACZOROWSKA'S (1962) criterion.

Key words: yearly precipitation, trends of yearly precipitation, homogeneity of series, moving trend, Kujawy

Adres do korespondencji – Corresponding address:

Arkadiusz Bartczak, Instytut Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania im. Stanisława Leszczyckiego w Toruniu, Polska Akademia Nauk, ul. Kopernika 19, 87-100 Toruń, Poland, e-mail: arekbartczak@gazeta.pl

Zaakceptowano do opublikowania – Accepted for publication:

30.10.2012

Do cytowania – For citation:

*Bartczak A., Glazik R., Tyszkowski S., 2013. Tendencje rocznych sum opadów atmosferycznych we wschodniej części Kujaw. *Nauka Przyr. Technol.* 7, 1, #8.*