



Łukasz Kuźmiński

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wydział Inżynieryjno-Ekonomiczny
Katedra Metod Ilościowych w Ekonomii
lukasz.kuzminski@ue.wroc.pl

POZIOM T -ROKU W ANALIZIE ZAGROŻENIA POWODZIOWEGO NA DOLNYM ŚLĄSKU

Streszczenie: Artykuł jest kolejnym z cyklu prac dotyczących badań nad oceną zagrożenia powodziowego na Dolnym Śląsku z zastosowaniem teorii wartości ekstremalnych. Przedstawiono w nim opis parametru T -roku jako narzędzia do oceny zagrożenia powodziowego. Pokazano również modelowanie rozkładu rocznych maksimów dziennych stanów wody na przykładzie danych na rzece Odrze w mieście Oława. Dla tych danych policzono również wartości progowe T -roku dla dwóch wartości: 50 i 100 lat. Nadrzędnym celem niniejszego artykułu jest przedstawienie kolejnego praktycznego narzędzia przydatnego w analizie zagrożenia powodziowego na Dolnym Śląsku, natomiast celem podrzędnym jest pokazanie przydatności opisywanego narzędzia do porównania obszarów pod kątem stopnia zagrożenia powodziowego.

Słowa kluczowe: wartość progowa u , poziom T -roku, próg ostrzegawczy uSO i alarmowy uSA , stan wody, rozkład maksimów.

Wprowadzenie

W ostatnich latach w naszym kraju wystąpiło bardzo dużo zjawisk o charakterze katastroficznym związanych z dynamicznymi zmianami meteorologicznymi i hydrologicznymi. Duża liczba obszarów Polski musi stawiać czoła regularnym podtopieniom i powodziom związanym z nagłymi nawałnicami i obfitymi opadami deszczu. Wszystkie te wydarzenia są efektem osiągnięcia ekstremalnych wartości przez pewne charakterystyki meteorologiczne i hydrologiczne.

Negatywny wpływ ekstremalnych wartości charakterystyk meteorologicznych i hydrologicznych oddziałuje na życie społeczne i gospodarcze, co powoduje zainteresowanie nimi naukowców oraz praktyków wielu dziedzin.

Autor, jako rodowity Wrocławianin, przeżył na Dolnym Śląsku dwie powodzie: w 1998 i 2010 roku. Te katastroficzne wydarzenia były dla niego inspiracją do rozpoczęcia badań nad ryzykiem zagrożenia powodziowego z zastosowaniem teorii wartości ekstremalnych.

Artykuł jest kolejnym z cyklu prac dotyczących analizy zagrożenia powodziowego na Dolnym Śląsku. Opisuje parametr poziomu T -roku, często stosowany w analizach opartych na wartościach ekstremalnych, oraz jego zastosowanie do analizy zagrożenia powodziowego na Dolnym Śląsku na przykładzie rzeki Odry w miejscowości Oława. Nadrzędnym jego celem jest przedstawienie praktycznego narzędzia przydatnego w analizie zagrożenia powodziowego na Dolnym Śląsku, z kolei celem podrzędnym – pokazanie przydatności opisywanego narzędzia do porównania obszarów pod kątem stopnia zagrożenia powodziowego.

1. Obserwowane przekroczenia

Przyjmujemy na początku tej sekcji, że X_1, \dots, X_n jest ciągiem niezależnych zmiennych losowych o identycznych rozkładach. Przez $F(x)$ oznaczmy wspólną dystrybuantę powyżej przedstawionego ciągu zmiennych losowych, a przez $f(x)$ funkcję gęstości prawdopodobieństwa. Rzeczywista wartość dystrybuanty zmiennej losowej X jest dana wzorem $F(x) = P\{X \leq x\}$. Wartość oczekiwaną i wariancję oznaczmy standardowo odpowiednio przez $E(x)$ i $V(x)$ [por. Fisz, 1967; Magiera, 2002].

1.1. Liczba przekroczeń wartości progowej u

Jedną z metod wyselekcjonowania górnych ekstremów, czyli maksimów ze zbioru obserwacji x_1, \dots, x_n , jest wybranie tych obserwacji, które przekraczają pewien arbitralny wysoki poziom u określany jako wartość progowa. Oznaczmy przez y_i wszystkie te x_i z pobranej próby, które spełniają nierówność $x_i > u$. Wartości $y_i - u$ będą miarami przekroczeń ponad wartość progową u . Dla uproszczenia wartość progowa będzie tu określana w skrócie progiem u .

Liczbę przekroczeń progu u w określonym horyzoncie czasu oznaczmy przez k lub czasami przez K w celu podkreślenia losowego charakteru tej liczby. W większości przypadków wartości badanych zmiennych, które są poniżej poziomu u , nie są odnotowywane lub nie będą w ogóle obserwowane.

Dla ciągu zmiennych losowych X_1, \dots, X_n można zapisać, że $K = \sum_{i=1}^n I(X_i > u)$, gdzie $I(X_i > u)$ jest indykatorem z $I(X_i > u) = 1$, jeśli $X_i > u$ i zero w pozostałych przypadkach. Jeżeli (tak jak przyjęto na początku tej sekcji) X_i są niezależnymi zmiennymi losowymi o wspólnej dystrybuancie F , wówczas:

$$P\{K = k\} = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} =: B_{n,p}\{k\}, \quad k = 1, \dots, n, \quad (1.1)$$

gdzie $B_{n,p}$ jest powszechnie znanym rozkładem dwumianowym z parametrami n i $p = 1 - F(u)$. Średnia liczba przekroczeń progu u jest obliczana ze wzoru:

$$\Psi_{n,F(u)} = np = n(1 - F(u)), \quad (1.2)$$

który definiuje malejącą średnią wartość funkcji [por. Thomas, 2007].

1.2. Znaczenie przekroczeń i górnych statystyk pozycyjnych

Niech x_i będzie określone przez dystrybuantę F i próg u będzie mniejszy niż prawy punkt końcowy $\omega(F) = \sup\{x : F(x) < 1\}$ dystrybuanty F . Mówi się o wysokim progu u , jeżeli u jest bliski prawego punktu końcowego dystrybuanty $\omega(F)$. W tym przypadku $p = 1 - F(u)$ jest małe i liczba przekroczeń k może być traktowana jako zmienna losowa o rozkładzie Poissona. Poniżej zostaną rozpatrzone znaczenia przekroczeń [por. Barbour, 1992].

Przekroczenie występuje wtedy, gdy obserwacja na badanej zmiennej jest większa niż próg u . Warunkowa dystrybuanta $F^{[u]}$ jest nazywana dystrybuantą przekroczenia przy progu u . Jeśli X oznacza zmienną losową z dystrybuantą F , wówczas:

$$\begin{aligned} F^{[u]}(x) &= P(X \leq x | X > u) = P\{X \leq x, X > u\} / P\{X > u\} = \\ &= \frac{F(x) - F(u)}{1 - F(u)}, \quad x \geq u. \end{aligned} \quad (1.3)$$

Należy pamiętać, że lewy punkt końcowy:

$$\alpha(F^{[u]}) = \inf\{x : F^{[u]}(x) > 0\} \quad (1.4)$$

dystrybuanty $F^{[u]}$ jest równy u .

Innym ściśle powiązaniem podejściem wydzielenia wartości ekstremalnych ze zbioru obserwacji jest wzięcie k największych wartości $x_{n-k+1:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$ z x_i , gdzie liczba k jest z góry ustalona. Należy zauważyć, że $x_{n:n}$ to jest maksimum. W obrębie tego podejścia $(k + 1)$ -pierwsza największa obserwacja $x_{n-k:n}$ może być uważana za losowy próg.

Chcąc wyselekcjonować maksima z określonego zbioru danych, przyjmujemy, że dane y_i są maksimami tzn.:

$$y_i = \max \{x_{i1}, \dots, x_{im}\}, \quad i = 1, \dots, n, \quad (1.5)$$

gdzie x_{ij} mogą nie być obserwowalne. W przypadku gdy x_{ij} są obserwowane przez badacza, wyselekcjonowanie maksimów z pewnych zbiorów m -elementowych jest kolejną z form selekcji górnych wartości ekstremalnych ze zbioru danych. Metoda ta jest nazywana maksima roczne (określenie „roczne” jest w tej nazwie symboliczne i oznacza pewien określony przez badacza przedział czasu zawierający określoną liczbę obserwacji w zależności od częstości, z jaką obserwacje są dokonywane), blokowa lub metoda Gumbela [por. Thomas, 2007]. Dla przykładu za pomocą tej metody wybiera się maksymalne temperatury, poziomy opadów czy też stany wód w rzekach (jak na potrzeby badań w tym opracowaniu) z dowolnego okresu, takiego jak: rok, kwartał, miesiąc oraz dla dowolnych skoków czasowych w tych okresach.

Obserwacje y_i można potraktować jako realizacje zmiennej losowej M_m , którą określa wzór:

$$M_m = \max \{X_1, \dots, X_m\}. \quad (1.6)$$

Dla niezależnych zmiennych losowych o wspólnej dystrybucji F prosto wyznacza się dystrybuantę dla zmiennej losowej M_m , którą określa wzór:

$$P\{M_m \leq x\} = P\{X_1 \leq x, X_2 \leq x, \dots, X_m \leq x\} = F^m(x) \quad (1.7)$$

[por. David, Nagaraja, 2003].

2. Poziom T -roku i powrotny poziomy T -roku

W analizie wartości ekstremalnych jednym z ważniejszych celów jest estymacja poziomu T -roku (*ang.* *T-year level*). W tym parametrze określenie „rok” jest symboliczne, ponieważ może on dotyczyć dowolnego okresu, takiego jak dzień, miesiąc, kwartał czy też dowolny założony przez badacza. W tym opracowaniu zostanie oznaczony poziom T -roku przez $u(T)$ jako próg $u(T)$ taki, że

średnia liczba przekroczeń ponad próg $u(T)$ w okresie o długości T jest równa 1. W tym kontekście jest to rozumiane tak, że dla okresu o długości T lat (lub pewnej innej jednostki czasu jak dzień, miesiąc, kwartał) występuje jedna obserwacja, która przekracza próg $u(T)$.

Niech X_1, X_2, \dots, X_T będą zmiennymi losowymi ze wspólną dystrybuantą F . Wtedy $u(T)$ jest rozwiązaniem równania:

$$E\left(\sum_{i \leq T} I(X_i \geq u)\right) = 1. \quad (2.1)$$

Najwyraźniej:

$$u(T) = F^{-1}(1 - 1/T), \quad (2.2)$$

które jest $(1 - 1/T)$ kwantylem dystrybuanty F . Wiadomo, że q -kwantyl dystrybuanty F to wartość z taka, że $F(z) = q$. Idąc dalej, otrzymuje się, że:

$$P\{X_1 > u(T)\} = 1 - F(u(T)) = 1/T,$$

stąd poziom T -rok $u(T)$ jest przekroczony przez obserwację w danym roku (lub innym rozpatrywanym okresie) z prawdopodobieństwem $1/T$.

W dalszej części tego rozdziału głównym celem będzie zarysowanie, dla czego poziom T -rok $u(T) = F^{-1}(1 - 1/T)$ jest również określany jako odwrotny poziom T -rok. W tym kontekście otrzymuje się także różną interpretację poziomu T -roku [por. Thomas, 2007].

Poza liczbą i wielkością przekroczeń interesujemy się również chwilami, w których przekroczenia się zdarzają. Dla danych x_1, \dots, x_n niech $x_{i(1)}, \dots, x_{i(k)}$ będzie przekroczeniami ponad ustalony próg u . Niech $i(1) \leq i(2) \leq \dots \leq i(k)$ będzie uporządkowaniem chwil, w których wystąpiły przekroczenia.

W połączeniu z chwilami przekroczeń jesteśmy przede wszystkim zainteresowani przyszłym wystąpieniem następnego przekroczenia pewnego progu u dla nieskończonego horyzontu czasu. W związku z tym należy rozważyć nieskończony ciąg X_1, X_2, X_3, \dots zmiennych losowych ze wspólną dystrybuantą F . Po raz pierwszy przekroczenie progu u następuje w chwili:

$$\tau_1 = \min\{m : X_m > u\}, \quad (2.3)$$

przy czym wiadomo, że próg u jest mniejszy niż prawy końcowy punkt $\omega(F)$ dystrybuanty F . I tak τ_r są losowymi pozytywnymi chwilami przekroczenia progu u :

$$\tau_1 < \tau_2 < \tau_3 < \dots,$$

które są opisane wzorem (2.4).

Czasami zapisujemy również $\tau_{r, u}$ zamiast τ_r dla r -tej chwili wystąpienia przekroczenia dla podkreślenia zależności od progu u . Chwila r -ta wystąpienia przekroczenia jest określona wzorem ogólnym w postaci:

$$\tau_r = \min \{m > \tau_{r-1} : X_m > u\}, \quad r > 1. \quad (2.4)$$

Ciąg chwil przekroczenia ma niezależne przyrosty o rozkładzie geometrycznym. Określa się je jako powrotne okresy lub czasy między powrotami (ang. *return period* lub *interarrival times*). Oczywiście w kontekście tego artykułu w określeniach z poprzedniego zdania pod pojęciem czasu pomiędzy powrotami rozumiemy czasy pomiędzy wstępującymi przekroczeniami. Zauważmy również, że:

$$P\{\tau_1 = k\} = P\{X_1 \leq u, \dots, X_{k-1} \leq u, X_k > u\} = p(1-p)^{k-1}, \quad k = 1, 2, \dots \quad (2.5)$$

z $p = 1 - F(u)$, gdzie ostatnia równość jest utrzymana dla ciągu niezależnych zmiennych losowych o identycznych rozkładach. Stąd liczba okresów do pierwszego przekroczenia τ_1 progu u ma rozkład geometryczny z parametrem p . Zatem średnia liczba okresów do pojawienia się pierwszego przekroczenia progu u jest ustalana według wzoru $E(\tau_{1,u}) = 1/p$.

Próg u , taki że średnia liczba okresów do pierwszego przekroczenia jest równa T , nosi nazwę powrotnego poziomu T -roku. Stąd powrotny poziom T -roku jest rozwiązaniem równania:

$$E(\tau_{1,u}) = \frac{1}{1-F(u)} = T. \quad (2.6)$$

To równanie ma takie samo rozwiązanie, jak równanie (2.1), mianowicie:

$$u(T) = F^{-1}(1 - 1/T).$$

Oznacza to, że poziom T -roku i powrotny poziom T -roku pokrywają się przy obecnych warunkach.

Pierwsza chwila (okres), w której wystąpi przekroczenie $\tau_{1, u(T)}$ przy poziomie T -roku $u(T)$, jest zmienną losową o rozkładzie geometrycznym z parametrem $1/T$. Przy definicji $u(T)$ mamy $E(\tau_{1, u(T)}) = T$. Dalej wariancja jest dana wzorem $V(\tau_{1, u(T)}) = (T-1)T$.

Uzasadnienie dla nazwy „średni powrotny okres” i „powrotny poziom” jest dostarczone przez fakt, że okresy powrotne:

$$\tau_1, \tau_2 - \tau_1, \tau_3 - \tau_2, \dots \quad (2.7)$$

są ciągiem niezależnych zmiennych losowych o identycznych rozkładach. To daje wynik, że średnie okresów powrotnych $E(\tau_{r+1} - \tau_r)$ są równe średniej pierwszego okresu przekroczenia $E(\tau_1)$. Również próg u , taki że średni okres powrotny jest równy T , jest powrotnym poziomem T -roku w (2.2).

Dla dodatnich liczb całkowitych $k(1), \dots, k(r)$ otrzymujemy:

$$\begin{aligned} & P\{\tau_1 = k(1), \tau_2 - \tau_1 = k(2), \dots, \tau_r - \tau_{r-1} = k(r)\} = \\ & = P\{\tau_1 = k(1), \tau_2 = k(1) + k(2), \dots, \tau_r = k(1) + \dots + k(r)\} = \\ & = P\{X_1 \leq u, \dots, X_{k(1)-1} \leq u, X_{k(1)} > u, X_{k(1)+1} \leq u, \dots, X_{k(1)+\dots+k(r)} > u\} = \quad (2.8) \\ & = \prod_{j \leq r} P\{\tau_1 = k(j)\}. \end{aligned}$$

Ogólnie można sprawdzić, że:

$$P\{\tau_r = k\} = \binom{k-1}{r-1} p^r (1-p)^{k-r} \quad (2.9)$$

dla $k = r, r+1, \dots$ i, stąd r -ty okres przekroczenia jest zmienną losową o rozkładzie ujemnym dwumianowym z parametrami r i $p = 1 - F(u)$ przesuniętą do prawej strony o liczbę r [por. Thomas, 2007]. Z uwagi na ograniczone ramy tego artykułu przykład liczbowy na rzeczywistych danych dla powrotnego poziomu T -roku zostanie przedstawiony w kolejnej pracy o tej tematyce.

3. Roczne maksima stanów wód na rzece Odrze

Na wstępie tego punktu należy przytoczyć definicje pewnych pojęć wykorzystywanych w hydrologii do analizy zagrożenia powodziowego. Podstawową charakterystyką hydrologiczną wykorzystywaną w tym artykule do oceny zagrożenia powodziowego jest stan wody. Szczegółowa definicja tej zmiennej znajduje się poniżej.

Stan wody jest to wzniesienie zwierciadła wody w cieku ponad umowny poziom odniesienia (co nie jest równoznaczne z głębokością cieku). Należy rozróżnić pojęcia „stan wody” i „poziom wody”. Są to te same wielkości fizyczne, jednak podawane względem różnych odniesień. Poziomy terenu liczymy od przyjętego poziomu morza, dlatego wysokość, na której znajdują się obiekty na Ziemi, wyrażamy w metrach nad poziomem morza. W Polsce sieć wodowskazowa jest obecnie odniesiona do poziomu morza w Kronsztadzie w Rosji. Dla uproszczenia zapisu wzniesienie zwierciadła wody liczymy od ustalonego „zera”

wodowskazu. Taki pomiar nazywamy stanem wody w odróżnieniu od poziomów liczonych względem przyjętego zera niwelacji. W praktyce zera są ustalane poniżej najniższego stanu wody w celu uniknięcia wartości ujemnych wynikających z możliwej erozji dennej pogłębiającej dno np. rzeki. Rzędna zera każdego wodowskazu jest określona w odniesieniu do państwowej sieci niwelacyjnej, dlatego też mając tę informację, jesteśmy w stanie wyznaczyć poziom wody [por. Ozga-Zielińska, 1997].

Na podstawie wieloletnich pomiarów można określić charakterystyczny rozkład stanów wody dla danej rzeki w danym miejscu. Wyznacza się wówczas następujące strefy stanów wody: strefa niskich stanów, strefa stanów średnich, strefa stanów wysokich, stan ostrzegawczy i stan alarmowy. Nas w kontekście probabilistycznych prognoz ostrzegawczych szczególnie będą interesować dwa ostatnie spośród wymienionych.

Do przeprowadzonych w niniejszym opracowaniu badań zostały wykorzystane dane dotyczące dziennych stanów wody na rzece Odrze zaobserwowane w stacji hydrologicznej w Oławie. Dane pochodzą z okresu od 1 stycznia 1961 roku do 31 grudnia 2011 roku, co daje łącznie $n = 18\,627$ dziennych obserwacji. Na potrzeby badań z dziennych danych obserwacji stanów wód za pomocą metody rocznych maksimów zostały wyselekcjonowane realizacje zmiennej M_{364} zgodnie ze wzorem (1.5) zawarte w tabeli 1.

Tabela 1. Roczne maksima dziennych stanów wód [w cm] na rzece Odrze

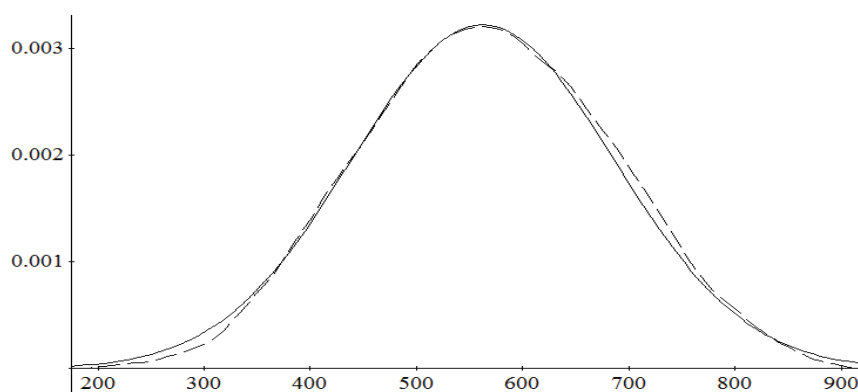
Rok	Stan wody	Rok	Stan wody	Rok	Stan wody	Rok	Stan wody	Rok	Stan wody
1961	407	1972	668	1983	486	1994	536	2005	634
1962	642	1973	464	1984	394	1995	455	2006	725
1963	630	1974	514	1985	722	1996	628	2007	472
1964	456	1975	586	1986	520	1997	762	2008	600
1965	692	1976	508	1987	600	1998	470	2009	620
1966	682	1977	710	1988	466	1999	602	2010	761
1967	556	1978	448	1989	506	2000	564	2011	586
1968	686	1979	614	1990	339	2001	664		
1969	520	1980	600	1991	525	2002	518		
1970	556	1981	556	1992	578	2003	430		
1971	528	1982	626	1993	468	2004	620		

Źródło: Opracowanie własne.

Dla badań nad zagrożeniem hydrologicznym spośród wymienionych wcześniej w tym rozdziale stref stanów wód szczególnie istotne są stany: ostrzegawczy i alarmowy. Dla badanej rzeki Odry na wysokości stacji hydrologicznej Oława stan ostrzegawczy wynosi 500 cm, a alarmowy 560 cm.

4. Obliczenia poziomu T -roku dla rzeki Odry w Oławie

W tym punkcie zostanie obliczony poziom T -roku dla badanej rzeki i porównany z poziomami stanu ostrzegawczego i alarmowego. Zgodnie ze wzorem (2.2) do obliczenia poziomu $u(T)$ niezbędna jest znajomość dystrybuanty zmiennej losowej M_{364} . W tym celu na podstawie danych z tabeli 1 na rys. 1 została przedstawiona empiryczna funkcja gęstości rozkładu rocznych maksimum dziennych stanów wód. Do wykreślenia empirycznej funkcji gęstości dla badanych maksimum wykorzystano funkcję jądra empirycznych gęstości, o której więcej można znaleźć w pracy Kuźmińskiego [2013].



Rys. 1. Empiryczna funkcja gęstości prawdopodobieństwa rocznych maksimum dziennych stanów wód na rzece Odrze – linia przerywana, funkcja gęstości rozkładu normalnego z parametrami $\mu = 567$ cm i $\sigma = 97,5$ cm

Źródło: Opracowanie własne.

Na rysunku 1 został dodatkowo naniesiony wykres funkcji gęstości rozkładu normalnego z parametrami, które najlepiej dopasowały go wykresu funkcji rozkładu empirycznego. Wzrokowa ocena tych dwóch wykresów sugeruje bardzo dobre dopasowanie rozkładu empirycznego do nałożonego rozkładu teoretycznego. W celu potwierdzenia zgodności tych dwóch rozkładów został przeprowadzony powszechnie stosowany statystyczny test zgodności Kołmogorowa-Smirnowa z poprawką Lillieforsa oraz test Shapiro-Wilka. Wartości p -value dla obu przeprowadzonych testów zawarto w tabeli 2.

Tabela 2. Wyniki testów zgodności

Rodzaj testu	p -value
Kołmogorowa-Smirnowa	>0,2
Shapiro-Wilka	0,85

Źródło: Opracowanie własne.

Wyniki obu przeprowadzonych testów zgodności potwierdzają hipotezę o zgodności rozkładu empirycznego rocznych maksimów z nałożonym na wykresie teoretycznym rozkładem normalnym.

W związku z tym, że empiryczny rozkład rocznych maksimów dziennych stanów wód jest zgodny z rozkładem normalnym z parametrami $\mu = 567$ i $\sigma = 97,5$, do obliczenia poziomów T -roku zostanie wykorzystana dystrybuenta rozkładu normalnego opisana następującym wzorem:

$$F(x) = \frac{1}{124\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-562)^2}{30752}} dx \quad (4.1)$$

Obliczając poziomy T -roku dla okresu 50 i 100 lat, otrzymujemy wyniki, które zawarto w tabeli 3.

Tabela 3. Poziomy T -roku dla 50 i 100 lat

T [w latach]	$u(T)$ [w cm]
50	767
100	793

Źródło: Opracowanie własne.

Otrzymane wyniki $u(50) = 767$ cm i $u(100) = 793$ cm informują, że w okresie 50 lat poziom wody 1 raz średnio przekroczy poziom 767 cm, natomiast na przełomie 100 lat średnio 1 raz zostanie przekroczony poziom 793 cm. Obie wartości 767 cm oraz 793 cm są stanami znacznie przekraczającymi stan ostrzegawczy i alarmowy oraz oznaczają wystąpienie powodzi. Analizując dane empiryczne rocznych maksimów z tabeli 1, widać, że na przełomie 51 lat stan wody osiągnął 2 razy poziom w okolicach $u(50)$. W 1997 roku maksymalny stan wody wyniósł 762 cm, natomiast w 2010 roku 761 cm. Należy zauważyć, że oba przytoczone lata to okresy wielkich dwóch powodzi na Dolnym Śląsku. Te wyniki pokazują, że parametr T -roku może być efektywnym parametrem w ocenie zagrożenia powodziowego.

Podsumowanie

W opracowaniu, które jest kolejnym w cyklu prac nad badaniem zagrożenia powodziowego na Dolnym Śląsku z zastosowaniem teorii wartości ekstremalnych, przedstawiono zastosowanie parametru T -roku do oceny zagrożenia powodziowego. W badaniu zostały wykorzystane dane archiwalne dziennych stanów wód na rzece Odrze obserwowanych w stacji hydrologicznej w Oławie.

Po wyselekcjonowaniu rocznych maksimów z danych poddanych badaniu okazało się, że mają one rozkład normalny. Wykorzystując dystrybuantę rozkładu normalnego, obliczono poziomy $u(T)$ dla okresów 50 i 100 lat. Dla $T = 50$ lat otrzymano $u(50) = 767$ cm, natomiast dla $T = 100$ lat $u(100) = 793$ cm. Wyniki empirycznych maksimów pokazały, że w latach dwóch największych powodzi na Dolnym Śląsku, tzn. 1997 i 2010, maksima roczne osiągnęły wartości bardzo zbliżone do wartości parametru $u(50)$.

Po wynikach badań z tego opracowania można stwierdzić, że parametr T -roku jest przydatnym narzędziem w badaniach poziomu zagrożenia powodziowego. Daje on możliwość szybkiego porównania wielu miejsc na wybranych rzekach pod kątem rzeczywistego zagrożenia powodziowego, korzystając z archiwalnej bazy danych Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej.

Badania z zastosowaniem tego parametru mają również bardzo duże znaczenie ekonomiczne dla rozpatrywanego regionu. Wyniki badań mogą być w znacznym stopniu zastosowane w ubezpieczeniach do szacowania ryzyk wystąpienia zagrożenia powodziowego. Dodatkowo mogą być przydatne instytucjom regionalnym, które są odpowiedzialne za inwestycje związane z zabezpieczeniami przeciwpowodziowymi. Można wykorzystać omawiany w tym artykule parametr do efektywnego rozdziału środków finansowych na inwestycje związane z zabezpieczeniami przeciwpowodziowymi.

Literatura

- Barbour A.H. (1992), *Poisson Approximation*, Oxford University Press, Oxford.
- Benjamin J., Corell C. (1970), *Probability, Statistics and Decisions for Civil Engineers*, McGraw-Hill, New York.
- Czekala M. (2001), *Statystyki pozycyjne w modelowaniu ekonometrycznym. Wybrane problemy*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego, Wrocław.
- Fisz M. (1967), *Rachunek prawdopodobieństwa i statystyka matematyczna*, PWN, Warszawa.
- Galambos. (1978), *The Asymptotic Theory of Extreme Order Statistics*, Wiley, New York.
- Koons H.C. (2001), *Statistical Analysis of Extreme Values in Space Science*, "Journal of Geophysical Research", Vol. 106, No. A6, s. 10,915-10,921.
- Kotz S.N. (2005), *Extreme Value Distributions. Theory and Applications*, Imperial College Press, London.
- Kuźmiński Ł. (2012), *Statystyki pozycyjne w prognozach ostrzegawczych [w:] Zastosowanie metod ilościowych w ekonomii i zarządzaniu*, DeDeWu, Warszawa.

- Kuźmiński Ł. (2013), *The Applications of the Kernel Densities to the Modeling the Generalized Pareto Distributions*, "Ekonometria", nr 3(41), Publishing House of Wrocław University of Economics, s. 55-64.
- Magiera R. (2002), *Modele i metody statystyki matematycznej*, Oficyna Wydawnicza GiS, Wrocław.
- Nagaraja H.D. (2003), *Order Statistics*, John Wiley & Sons, Inc.
- Ozga-Zielińska M. (1997), *Hydrologia stosowana*, WN PWN, Warszawa.
- Pericchi L.R., Rodriguez-Iturbe I. (1985), *On Statistical Analysis of Floods*, The ISI Centenary Volume, A.C. Atkinson and S.E. Fienberg, s. 511-541.
- Thomas M.R. (2007), *Statistical Analysis of Extreme Value with Applications to Insurance, Finance, Hydrology and Other Fields*, Birkhauser, Berlin.

PARAMETER T -YEAR IN THE ANALYSIS OF FLOOD DANGER IN THE LOWER SILESIA

Summary: The work is next out of series articles concern researches on the appreciation of flood danger in the Lower Silesia with using theory of extreme values. In the work parameter T is pictured as a tool to estimate flood danger. In the work there is also shown modeling of yearly distribution of daily maximum water level, with regard to data on the Odra river in the city Olawa. For this data there are also counted threshold values T -year for two values: 50 and 100 years. The main purpose of this work is to present next practical tool, usable in the analysis of flood danger in the Lower Silesia. Secondary purpose of this work is to show the utility of described tool to compare areas paying special attention to flood danger.

Keywords: threshold, T -year level, warning threshold u_{50} and emergency, water level, maximum distribution.