

prof. nzw. dr hab. inż. Wojciech FELUCH  
Szkoła Główna Służby Pożarniczej, Wydział Inżynierii Bezpieczeństwa Cywilnego,  
Katedra Analiz i Prognoz Bezpieczeństwa;  
Politechnika Warszawska, Wydział Budownictwa, Mechaniki i Petrochemii,  
Instytut Budownictwa  
dr Stanisław Ryszard KOZIEŁ  
Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej,  
Centralne Biuro Prognoz Meteorologicznych

## OCZEKIWANY CZAS POWTARZALNOŚCI ZDARZEŃ EKSTREMALNYCH W WARUNKACH ZMIANY KLIMATU

### Wstęp

Występowaniu rzadkich, ekstremalnych zjawisk klimatycznych przypisuje się miary liczbowe charakteryzujące ich powtarzalność. Na przykład w monografii powodzi z lipca 1997 w Polsce [Dubicki, inni, 1999], czytamy:

*„Przeptywy, które wystąpiły w czasie powodzi w lipcu 1997 roku w poszczególnych przekrojach wodowskazowych w profilu podłużnym Odry i Nysy Kłodzkiej znacznie odbiegają od zbioru danych dotychczas obserwowanych (1947–1997). Przewyższają one wartości  $p = 1\%$ , jak i  $p = 0,1\%$ . Z teoretycznej krzywej prawdopodobieństwa przekroczenia wynika, że ich prawdopodobieństwo jest rzędu  $p = 0,01\%$ , tj. przepływ dziesięcioletni.*

O przyszłym klimacie i ewentualnym zwiększeniu czy też spadku częstości i intensywności katastrofalnych zjawisk można raczej sądzić tylko w kategoriach prawdopodobieństwa. Z prognozowanym wzrostem średniej temperatury globalnej, [IPCC, 2001], jako miarę zmienności ewoluującego klimatu podaje się rozkłady prawdopodobieństwa w różnych latach XXI w. Zwraca się przy tym szczególną uwagę na okres lat 2070–2100. Na przykład Schär i inni [Schär, inni, 2004], omawiając katastrofalną falę gorącą, która wystąpiła w Europie Zachodniej latem 2003 roku, porównuje dwa gaussowskie rozkłady zmienności temperatury sezonu letniego w Szwajcarii. Charakteryzują się one różnymi wartościami średnimi ( $\mu$ ) oraz odchyleniami standardowymi ( $\sigma$ ) określonymi na podstawie obserwacji z lat 1961–1990 oraz prognozowanymi dla lat 2071–2100. Pierwszy okres odpowiada aktualnej „normie klimatycznej”, natomiast dane statystyczne trzydziestolecia końca XXI w. uzyskane są jako wynik fizycznego modelowania ewolucji klimatu. I tak, anomalna wartość temperatury sezonu letniego 2003 r. w Szwajcarii była rzędu  $5\sigma$  w stosunku do normy, co, jak komentują Schär i inni, odpowiada powtarzalności „raz na 46 tys. lat”. Należy zwrócić uwagę na fakt, że następna fala gorąca w Europie Zachodniej wystąpiła już w 2006 r. Rekordowe wartości temperatury miały tym razem miejsce w Belgii, Holandii, na Wyspach Brytyjskich, w Zachod-

niej Polsce oraz w Norwegii i Szwecji. Dla przykładu, na Półwyspie Skandynawskim w 2006 r. anomalia sezonowej temperatury powietrza osiągnęła podobnie niewyobrażalny poziom, bliski  $5\sigma$  [ERA-40, Climate Anomalies].

### Oczekiwany moment przekroczenia wysokiej wartości progowej w przebiegu temperatury sezonu letniego we Francji

Omówiony we wstępie przypadek wystąpienia anomalii wysokich wartości temperatury w Europie Zachodniej w 2003 r. najprościej można ocenić i skomentować, analizując przykład rzeczywistego, wieloletniego przebiegu tej temperatury. Na rys. 1. demonstrowany jest przebieg średniej temperatury sezonu letniego we Francji w latach 1860–2003. Jednocześnie zamieszczono na nim wartości uzyskane na drodze modelowania klimatu w skali regionalnej (Europa Zachodnia) z wyróżnionym obszarem Francji [Rapport, 2005]. Wartości modelowe rozciągają się od początkowej daty 1860 r. aż do końca XXI w. W pierwszej fazie zadanie polegało na dostosowaniu (kalibracji) modelu fizycznego, a więc potwierdzeniu założeń z danymi rzeczywistymi. Po roku 2003 wykres demonstruje już tylko wartości modelowe, a więc jest to prognoza klimatyczna.

Zaznaczony na rys. 1. przebieg wygładzony w obu fazach przebiegu temperatury można interpretować jako trend. Naturalne jest utożsamienie go z wartością średnią  $\mu(t)$ . Rozrzut wartości wokół trendu potraktować można jako realizację pewnych zmiennych losowych charakteryzujących się odchyleniem standardowym  $\sigma(t)$ . Taka interpretacja odnosić się może zarówno do okresu danych pomierzonych, jak i pozyskanych na drodze modelowania klimatu. Gwiazdką wyróżniono przypadek rekordowej wartości z roku 2003, wynoszącej  $4,5^\circ\text{C}$  ponad średnią dla całego XX w. W stosunku do pomiarów poprzedzających jej wystąpienie okazuje się sporą anomalią klimatyczną (rys. 1.). Na tle ciągu prognozowanego, a więc w XXI wieku może okazać się wartością całkiem „normalną” już za kilkadziesiąt lat. Jeżeli więc modele klimatyczne są wiarygodne to zmienić się muszą wszelkie dotychczasowe oceny i miary liczbowe powtarzalności. Na podstawie obserwowanego przebiegu temperatury (rys. 1.) oceniono, że średnia procesu będzie wzrastać liniowo od 1980 r. i wówczas

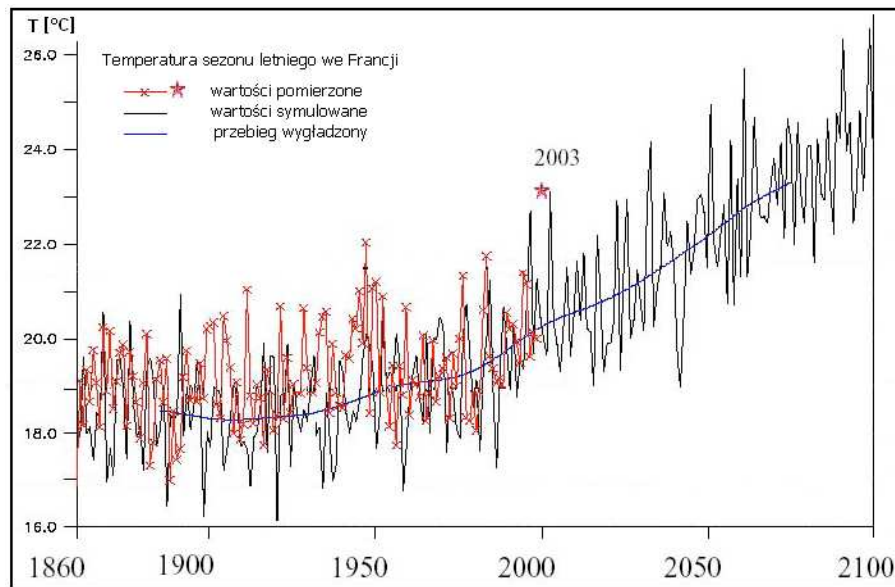
$$\mu(t) = 19 + 0,042 \cdot (t - 1980) \quad \text{dla } t \geq 1980 \quad (1)$$

Wartość  $19^\circ\text{C}$  w wyrażeniu (1) oznacza średnią w okresie poprzedzającym, obowiązującą do momentu analizy  $\mu(t = t_0 = 1980) = 19^\circ\text{C}$ . Wybór tej wartości podyktowany jest m.in. tym, że od tego momentu obserwuje się znaczne zmiany w przebiegu wielu różnych elementów klimatu, nie tylko temperatury globalnej. Wyniki prezentowanego modelu klimatu we Francji, jak i każdego innego modelu klimatu dla XXI w. wskazują [Rapport, 2005], że zmienność przebiegu temperatury i innych elementów klimatu w przyszłości może być podwyższona. Wobec tego

może wzrosnąć również średnie odchylenie kwadratowe. Przyjęto więc dla porównania trzy różne warianty, zakładając  $\sigma$

$$\sigma(t) = 1,0, 1,25 \text{ oraz } 1,5 \text{ } ^\circ\text{C} \quad (2)$$

przy czym  $\sigma(t = t_0 = 1980) = 1,0 \text{ } ^\circ\text{C}$  jest na „poziomie” obserwowanej zmienności przebiegu temperatury sprzed 1980 r.



Rys. 1. Temperatura sezonu letniego (czerwiec, lipiec, sierpień) we Francji w latach 1860–2003 oraz, w całym zakresie, przebieg uzyskany na drodze modelowania klimatu. Po roku 2003 prezentowane wartości są tylko prognozą [Rapport, 2005]

Prawdopodobieństwa przewyższenia  $p_t$  dla  $t = 1, 2, \dots$ , gdzie kolejne wartości  $t$  odpowiadają kolejnym wartościom rocznym  $t$  po 1980 roku, wyznaczyć można wg zależności

$$p_t(x) = 1 - F\left(\frac{x - \mu(t)}{\sigma(t)}\right) \quad (3)$$

przy czym zmienna  $x$  oznacza poziom temperatury względem którego są liczone prawdopodobieństwa przy założeniu, że temperatura traktowana jako zmienna losowa  $X(t)$  ma rozkład normalny, zaś  $F(\cdot)$  jest dystrybuantą rozkładu normalnego. Przyjmując coraz wyższe poziomy temperatury:  $x = 19, 20, \dots, 26 \text{ } ^\circ\text{C}$  można ustalić krok wzrostu granic temperatury dowolnie wielu zmiennych losowych. I tak, dla konkretnej wartości, na przykład  $x = 24 \text{ } ^\circ\text{C}$ , na podstawie zależności (3)

otrzymuje się zbiór prawdopodobieństw  $\{p_t = p_t(x)\}_{t=t_0, t_0+1, t_0+2, \dots}$ , a dla na przykład  $x = 25^\circ\text{C}$  całkiem inny zbiór.

Prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na przekroczeniu założonego poziomu  $x$  przez temperaturę  $X(t)$  lub inny element klimatu, w miarę upływu czasu będzie ulegało zmianie. Jeżeli kolejne przedziały czasu będą tak duże, aby odpowiadające im zdarzenia były niezależne (np. 1 rok), można tym zdarzeniom przypisać prawdopodobieństwa  $p_i$ , dla  $i = 1, 2, \dots, N$ , przy czym  $N$  oznacza liczbę lat. Funkcja gęstości prawdopodobieństwa rozważanych zdarzeń będzie miała postać:

$$P(T = t) = p_t \prod_{i=1}^{t-1} (1 - p_i) \quad (4)$$

gdzie  $T$  jest zmienną losową związaną z długością czasu wystąpienia zdarzenia, zaś  $t = 1, 2, \dots$

Średnią tego rozkładu  $E(T)$  można przedstawić jako

$$E(T) = \sum_{i=1}^N i [p_i \prod_{j=1}^{i-1} (1 - p_j)] \quad (5)$$

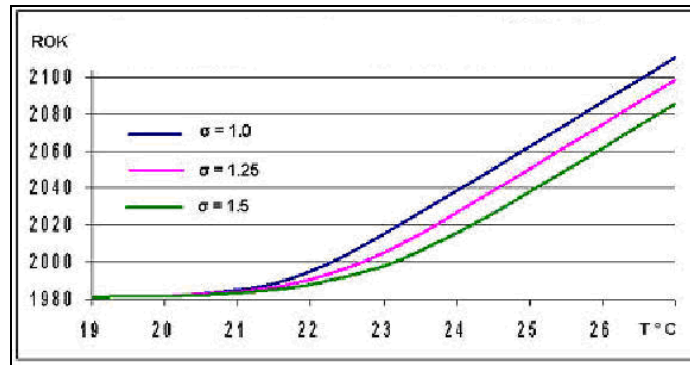
przyjmując, że jest to średni czas oczekiwania na wystąpienie zdarzenia.

Interesujące są wartości średnie liczone wg (3) dla serii prawdopodobieństw względem wyróżnionych poziomów temperatury, ponieważ aktualnie, te wartości wyższe uważane są jeszcze za anomalie, ale w przyszłości być może staną się „całkiem normalne”. Wobec tego, możemy postawić pytanie :

*Kiedy, wychodząc od momentu analizy  $t_0 = 1980$  temperatura sezonu letniego we Francji osiągnie poziom, na przykład  $x = 25^\circ\text{C}$ , czyli kiedy poziom ten będzie bliższy wartościom średnim?*

Odpowiedź na powyższe pytanie można uzyskać, analizując rys. 2. Na osi poziomej odłożono wartości temperatury oznaczające kolejne wartości progowe w przedziale  $\langle 19, 27 \rangle$ . Każda z krzywych odpowiada innej wartości średniego odchylenia standardowego określonego na podstawie wyrażenia (2). Na osi pionowej, do średniego czasu oczekiwania  $E(T)$  wyznaczonego ze wzoru (3) dodano 1980, aby wynik można było od razu odnieść do konkretnych lat. Krzywe te wznoszą się od poziomu 1980 + 2 dla początkowej wartości  $x = 19^\circ\text{C}$ .

Z obliczeń przedstawionych na rys. 2. wynika, że jeżeli średni czas oczekiwania na osiągnięcie poziomu  $x = 25^\circ\text{C}$  zależy też od wartości odchylenia standardowego to  $E(T)$  będzie wówczas mniejszy dla większych wartości średniego odchylenia kwadratowego, (np.  $\sigma = 1.5$ ). Przy większej zmienności przebiegu, większym rozrzucie zadany wysoki poziom będzie osiągnięty wcześniej, co nie pozostaje bez znaczenia dla zagrożeń z tym związanych, które również mogą pojawić się wcześniej.



Rys. 2. Średni czas oczekiwania na osiągnięcie wartości średniej  $\mu(t)$  przez prognozowany przebieg temperatury sezonu letniego we Francji. Początkowa wartość  $t_0 = 19^\circ\text{C}$  stanowi średnią procesu, przed zmianą klimatu w momencie  $t_0 = 1980$  r. Trzy różne krzywe odpowiadają trzem różnym poziomom zmienności prognozowanej temperatury wyrażonym przez trzy założone wartości odchylenia standardowego. Jako przebieg średni przyjęto liniową postać trendu po roku 1980, wg przebiegu z rys. 1. (opracowanie własne)

### Niestacjonarność klimatyczna i średni czas oczekiwania

Przyjmijmy umowny początek badanego okresu klimatycznego jako chwilę  $t_0$ . Dokonujemy obserwacji do chwili  $t$ , w której następuje zmiana klimatu. Ponieważ nie da się przewidzieć momentu zmiany, można przyjąć, że jest to wielkość losowa, wyrażona zmienną losową  $T$ . Dystrybuanta  $F(t)$  zmiennej losowej  $T$  jest więc wyrażeniem

$$F(t) = P(T \leq t) \quad (6)$$

które określa prawdopodobieństwo zdarzenia, że zmiana klimatu nastąpi do chwili  $t$ , zaś prawdopodobieństwo zdarzenia, że klimat zmieni się po chwili  $t$  można zapisać jako

$$1 - F(t) = P(T > t) \quad (7)$$

Prawdopodobieństwo zdarzenia, że klimat zmieni się do chwili  $t + \Delta t$ , pod warunkiem stacjonarności do chwili  $t$  przedstawia się następująco:

$$P(T \leq t + \Delta t / T > t) = \frac{P(t < T \leq t + \Delta t)}{P(T > t)} = \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{1 - F(t)} \quad (8)$$

Na podstawie powyższego wyrażenia można określić **wskaźnik zmiany klimatu ( $h$ )** odpowiadający w teorii niezawodności wskaźnikowi niesprawności [Szopa 1999]:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T \leq t + \Delta t / T > t)}{\Delta t} = \frac{1}{1 - F(t)} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \Delta t) - F(t)}{\Delta t} \quad (9)$$

stąd

$$h(t) = \frac{F'(t)}{1 - F(t)} \quad (10)$$

czyli

$$h(t) = \frac{f(t)}{p(t)} \quad (11)$$

gdzie  $f(t)$  jest funkcją gęstości prawdopodobieństwa, zaś  $p(t)$  funkcją prawdopodobieństwa przewyższenia, która w teorii niezawodności nosi nazwę „funkcji zawodności” [Bobrowski 1985]. Funkcja ta w rozważanym przypadku określa intensywność zmiany wybranego elementu klimatu po chwili  $t$  (wygodnie jest przyjąć  $t = t_0 = 0$ ). Okres **niestacjonarności klimatycznej** rozważany jest więc od pewnego momentu, dla  $T > t$ .

Całkując wskaźnik zmiany klimatu (11), uzyskuje się

$$\int_0^t h(\tau) d\tau = -\ln p(t) \quad (12)$$

skąd

$$p(t) = \exp\left(-\int_0^t h(\tau) d\tau\right) \quad (13)$$

Powyższa funkcja stanowi podstawę do określenia w teorii niezawodności tzw. oczekiwanego czasu zawodności, co w odniesieniu do zmian klimatycznych można utożsamić ze **średnim czasem oczekiwania**  $T_{sr}$  w postaci

$$T_{sr} = \int_0^{\infty} p(t) dt = \int_0^{\infty} \exp\left[-\int_0^t h(\tau) d\tau\right] dt \quad (14)$$

Na wielkość  $T_{sr}$  decydujący wpływ ma kształt funkcji  $h(t)$ . Stała wartość funkcji  $h(t)$  odpowiada tutaj warunkom stacjonarności klimatu. Wielkość  $T_{sr} = T_{klas}$  stanowi wówczas klasyczny średni okres powtarzalności  $T_{klas}$ . W praktyce inżynierskiej takie założenie jest przyjmowane obecnie np. przy wymiarowaniu obiektów w budownictwie wodnym.

W przypadku zmiany klimatu, czyli sytuacji, w której funkcja  $h(t) \neq \text{const}$  założenie stacjonarności klimatycznej ( $h(t) = \text{const}$ ) staje się w oczywisty sposób nieprawdziwe. Ignorowanie zmiany klimatu w projektowaniu może wywoływać stan szeroko pojętych **zagrożeń** nie tylko w budownictwie wodnym, ale ogólnie w planowaniu przestrzennym, strategii rozwoju gospodarczego itp.

#### **Wrażliwość średniego czasu oczekiwania $T_{sr}$ na wskaźnik zmian klimatu $h(t)$**

Estymacja wskaźnika zmian klimatu – funkcji  $h(t)$  nie może polegać jednak na przyjęciu założeń, na przykład o typie procesu stochastycznego w przyszłości, lecz jest możliwa tylko na podstawie wyników fizycznego modelowania ewolucji kli-

matu. Słuszne więc wydaje się uwypuklenie wpływu wskaźnika zmian klimatu  $h(t)$  na średni czasu oczekiwania  $T_{sr}$ .

Niech wobec tego  $h(t)$  będzie w postaci możliwie najprostszej

$$h(t) = m_0 + m_1 t \quad (15)$$

dla  $t \geq t_0$ .

Parametr  $m_0$  jest odpowiednikiem stosowanego w opracowaniach klimatologicznych i hydrologicznych prawdopodobieństwa przewyższenia  $p$ . Dla  $m_1 = 0$  mielibyśmy więc do czynienia z rozkładem wykładniczym, dla którego  $h(t) = m_0$ . Wskaźnik zmian klimatu  $h(t) \neq const$  dla  $t \geq t_0$  można interpretować jako prognozę wzrostu intensywności obciążeń klimatycznych czyli prognozy w warunkach niestacjonarności klimatycznej. Po podstawieniu wyrażenia (15) do równania (14) uzyskuje się wartość średnią  $T_{sr}$ , która stanowi oczekiwany czas upływający do pierwszego wystąpienia zdarzenia związanego ze zmianami klimatycznymi.

$$T_{sr} = \int_0^{\infty} \exp(-m_0 \tau - \frac{m_1 \tau^2}{2}) d\tau \quad (16)$$

Po wykonaniu całkowania otrzymuje się:

$$T_{sr} = \exp(\frac{m_0^2}{2m_1}) [1 - F(\frac{m_0}{\sqrt{m_1}})] \frac{\sqrt{2\pi}}{\sqrt{m_1}} \quad (17)$$

gdzie: funkcja  $F$  jest znana jako dystrybuanta w rozkładzie Gaussa (0,1).

Dla przybliżenia wyniku można skorzystać ze znanego w analizie matematycznej rozwinięcia funkcji  $F(y)$  w szereg. Dla dużych wartości argumentu  $y$  rozwinięcie można przedstawić w postaci:

$$F(y) \approx 1 - g(y) (\frac{1}{y} - \frac{1}{y^3} + \dots) \quad (18)$$

gdzie:  $g(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{y^2}{2})$

Duże wartości argumentu funkcji  $F(\cdot)$  w omawianej sytuacji oznaczają małą wartość  $m_1$ , czyli tempa wzrostu funkcji  $h(t)$ . Wyrażenie (17) dla średniego okresu oczekiwania można wyrazić w postaci przybliżonej:

$$T_{sr} \approx \frac{1}{m_0} - \frac{m_1}{m_0^3} \quad (19)$$

Porównując postać (19) z klasycznym wyrażeniem  $T_{klas} = \frac{1}{m_0}$ , można zauważyć, że  $T_{sr}$  jest mniejsze od  $T_{klas}$ . Czyli, przy niewielkim wzroście intensywności

(częstości) obciążeń klimatycznych w miarę upływu czasu  $t$ , średni czas oczekiwania  $T_{sr}$  na wystąpienie zdarzenia związanego ze zmianą klimatu ulegnie skróceniu.

Tabela 1.

**Oczekiwany czas pierwszego wystąpienia zdarzenia  $T_{sr}$  [lat]**  
**przy liniowo rosnącym wskaźniku zmian klimatu  $h(t) = m_0 + m_1 t$ , dla  $t \geq t_0$ .**

$m_0$	$T_{klas}$	$m_1$	$m_1$	$m_1$	$m_1$	$m_1$
		0,0001	0,0002	0,0003	0,0004	0,0005
0,00100	1000	116	84	69	60	54
0,00111	900	115	83	69	60	54
0,00125	800	114	83	68	60	54
0,00143	700	112	82	68	59	53
0,00167	600	110	81	67	59	53
0,00200	500	108	79	66	58	52
0,00250	400	104	77	65	57	51
0,00333	300	98	74	62	55	50
0,00500	200	88	68	58	52	47
0,01000	100	66	55	48	44	41

Prezentowane wartości  $T_{sr}$  obliczone wg wzoru (17) dla różnych par wartości  $m_0$  oraz  $m_1$ . Parametr  $m_0$  zmienia się w zakresie stosowanym w praktyce projektowej, tj. od 0,0010 do 0,0100,  $m_1$  natomiast przyjęto w zakresie od 0,0001 do 0,0005. Każdy wiersz tabeli odpowiada innej wartości  $m_0$ , a więc innej wartości klasycznego okresu średniej powtarzalności  $T_{klas} = 1/m_0$  [lat]. Zmienia się ona od  $T_{klas} = 1000$  lat dla  $m_0 = 0,001$  aż do  $T_{klas} = 100$  lat dla  $m_0 = 0,01$ . Kolejne wartości  $T_{sr}$  w każdym wierszu odpowiadają coraz wyższym wartościom  $m_1$ , od 0,0001 do 0,0005.

Zwraca uwagę relatywnie gwałtowniejszy spadek średniego czasu oczekiwania  $T_{sr}$  przy większej początkowej wartości  $T_{klas}$ , co jest adekwatne do wcześniej rozważanych tendencji zmian temperatury we Francji. Spostrzeżenie spadku średniego czasu oczekiwania ma swoje implikacje zagrożeniowe związane z coraz częstszym występowaniem w dotychczasowym klimacie wartości ocenianych jako ekstremalne.

### Podsumowanie

Ze scenariuszy klimatycznych opracowywanych w ostatnich latach dla różnych krajów europejskich [Summary, 2007] wynika, że dzisiejsze rzadkie ekstrema mogą się stać notowaniami „normalnymi”, jeżeli nie za kilka lat, to już w połowie XXI wieku. Problem skrócenia średniego okresu powtarzalności powstaje w wyni-



ku coraz **częstszego** występowania w dotychczasowym klimacie wartości ocenianych jako **ekstremalne**. Zaproponowana metoda oceny skrócenia średniego okresu powtarzalności ma zastosowanie do przypadków, gdy prognoza klimatyczna ma postać szeregu czasowego konkretnego elementu meteorologicznego bądź hydrologicznego. Metoda ta jest uogólnieniem klasycznej analizy powtarzalności, w której zakłada się stacjonarność stochastyczną szeregu. W analizie klasycznej wątpliwość wzbudza dysproporcja skali czasowej długości przedziału czasowego, z którego pochodzą dane pomierzone (najczęściej kilkadziesiąt lat) w stosunku do uzyskiwanych ocen powtarzalności rzędu dziesiątków tysięcy lat, tak jak w przykładach podanych we wstępie. Posłużenie się niestacjonarnym rozkładem prawdopodobieństwa (4) prowadzi do rozwiązania problemu i, jak pokazano, pozwala jednocześnie na ocenę momentu osiągnięcia wysokiego poziomu konkretnego elementu klimatu.

Prognozy elementów klimatu nie mogą zostać pominięte w ocenach powtarzalności i interpretacji anomalii, szczególnie przy ustanawianiu **norm projektowych**, które z założenia mają obowiązywać w okresie kilkudziesięciu czy nawet kilkuset lat w przyszłości. W warunkach zmiany klimatu opracowane do tej pory normy projektowe przestają pełnić funkcję racjonalnego opisu zmienności występowania obciążeń klimatycznych z uwagi na przyjmowane założenie stochastycznej **stacjonarności** klimatu dającego podstawę stosowania tak zwanego **średniego okresu powtarzalności**.

W sytuacji zmian klimatycznych adekwatne do rzeczywistości jest raczej założenie stochastycznej **niestacjonarności** klimatu i kategorią decyzyjną, jak i normą projektową powinien stać się **średni czas oczekiwania**.

Nieuwzględnienie zmian klimatycznych w projektowaniu, planowaniu przestrzennym, jak i strategii rozwoju społeczno-gospodarczego może być przyczyną niedostosowania się do różnego rodzaju zagrożeń środowiskowych.

W przeszłości rozwój i upadek wielu cywilizacji związany był ze zmianami klimatycznymi. Czy współczesną cywilizację globalną czeka podobny los? Odpowiedź może być twierdząca w przypadku ignorowania zagrożeń wynikających ze zmian klimatycznych, które ujawniać się mogą zarówno zwiększoną częstością występowania zdarzeń ekstremalnych, jak i ich intensyfikacją.

## S U M M A R Y

Wojciech FELUCH  
Stanisław Ryszard KOZIEL

### THE EXPECTED TIME PERIOD OF EXTREME EVENTS IN CLIMATE CHANGING CONDITIONS

The thesis of the paper is that the global warming reduce the time period of external hydro-meteorological phenomena. The surmount of the temperature

a barrier moment is discussed for the example of summer season air temperature in France, climate nonstationarity and average time of expectation. The sensitivity of the average time of expectation for the proposed climate change rate  $h(t)$  which is similar to reliability rate, is also discussed.

The conclusion of this paper is the presumption of veracity of the assumption stochastic climate nonstationarity. The design and decision category should make the average only time of expectation  $T_{sr}$ , but not the time period  $T_{klas}$ .

## PIŚMIENNICTWO

1. Bobrowski D.: Modele i metody matematyczne teorii niezawodności w przykładach i zadaniach. WNT, Warszawa 1985.
2. Dubicki A., Słota H., Zieliński J. (red.): Monografia powodzi, lipiec 1997, dorzecze Odry. IMGW 1999.
3. ERA-40, Climate Anomalies. Climate Anomaly Atlas. [www.meteoschweiz.ch](http://www.meteoschweiz.ch).
4. IPCC: Third Assessment Report. The Scientific Basis. Intergovernmental Panel on Climate Change 2001.
5. METEO-FRANCE. Recherche & Développement 2003.
6. METEOSCHWEIZ. <http://www.meteoschweiz.ch/web/de/wetter.html>
7. Rapport de l'Observatoire national sur les effets du réchauffement climatique (ONERC) au Premier ministre et au Parlement, 24 juin 2005  
<http://www.rac-f.org/>
8. Schär Ch., Vidale O.L., Lüthi D., Frei Ch., Häberli Ch., Linger M.A., Appenzeller Ch.: The role of increasing temperature variability in European summer heatwaves. "Nature" vol. 427, 332–336 (22 Jan. 2004) Letters to Nature.
9. Szopa T.: Niezawodność i bezpieczeństwo. Podstawy konstrukcji maszyn, t. 1, WNT, Warszawa 1999.
10. Summary for Policymakers. Working Group II Contribution to the Intergovernmental Panel on Climate Change. Fourth Assessment Report 2007.