

Monografie
Komitetu
Gospodarki
Wodnej
Polskiej
Akademii
Nauk

Zeszyt 35
2013

Praca zbiorowa pod redakcją Stanisława WĘGLARCZYKA

**PROBLEMY OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW
EKSTREMALNYCH W ZLEWNIACH
KONTROLOWANYCH I
NIEKONTROLOWANYCH**

WARSZAWA 2013

SPIS TREŚCI

DETEKCJA STRUKTURY POLA OPADÓW EKSTREMALNYCH W SKALI ZLEWNI NA PODSTAWIE DANYCH NAZIEMNYCH I RADAROWYCH, Urszula SOMOROWSKA	5
ZASTOSOWANIE GIS W MODELOWANIU STRUKTURY SYSTEMU DRENAŻU ZLEWNI, Małgorzata GUTRY-KORYCKA, Maciej LENARTOWICZ, Jarosław SUCHOŻEBRSKI	23
PRAKTYCZNE ASPEKTY WYZNACZANIA CHARAKTERYSTYK PROJEKTOWYCH WIELKICH WÓD, Ewa BOGDANOWICZ	35
OBLICZANIE PRZEPŁYWÓW O OKREŚLONYM PRAWDOPODOBIENSTWIE PRZEWYŻSZENIA NA POTRZEBY OPRACOWANIA MAP ZAGROŻENIA POWODZIOWEGO W RAMACH PROJEKTU ISOK, Tamara Tokarczyk, Laura Radczuk	43
WYBÓR ROZKŁADU PRAWDOPODOBIENSTWA WARTOŚCI MAKSYMALNYCH NA PRZYKŁADZIE ANALIZY WEZBRAŃ SZTORMOWYCH I COFKI W UJŚCIU RZEKI SŁUPI, Maurycy CIUPAK	57
ZASTOSOWANIA METODY SCHADEX DO ESTYMACJI PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH O OKREŚLONYM PRAWDOPODOBIENSTWIE PRZEWYŻSZENIA W ZLEWNI NYSY KŁODZKIEJ, Marzena OSUCH, Renata ROMANOWICZ, Emmanuel PAQUET, Frederico GARAVAGLIA	73
METODA GRADEX-KC OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH PRAWDOPODOBNYCH W PRZYPADKU WYSTĘPOWANIA KRÓTKICH CIĄGÓW POMIAROWYCH PRZEPŁYWÓW W PRZEKROJU OBLICZENIOWYM, Bogdan OZGA-ZIELIŃSKI	87
METODA GRADEX-ZN OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH PRAWDOPODOBNYCH DLA RZEK NIEKONTROLOWANYCH, Bogdan OZGA- ZIELIŃSKI	99
DWUETAPOWA METODA ESTYMACJI KWANTYLI POWODZIOWYCH W WARUNKACH NIESTACJONARNOŚCI, Witold G. STRUPCZEWSKI, Krzysztof KOCHANEK, Ewa BOGDANOWICZ, Wojciech FELUCH, Iwona MARKIEWICZ	109
ZASTOSOWANIE MODELU OPAD-ODPŁYW DO OSZACOWANIA SPŁYWU WÓD OPADOWYCH Z GÓRNEJ CZĘŚCI ZLEWNI POTOKU STRZYŻA W GDAŃSKU POPZEDZAJĄCEGO AWARIĘ ZBIORNIKA NOWIEC II, Michał Szydłowski, Piotr Zima	127
ZASTOSOWANIE GEOMORFOKLIMATYCZNEGO CHWILOWEGO HYDROGRAMU JEDNOSTKOWEGO CLARKA DO SYMULACJI WEZBRAŃ OPADOWYCH, Andrzej WAŁĘGA, Agnieszka CUPAK	145
OCENA WPŁYWU SIECI DROGOWEJ NA ODPŁYW POWIERZCHNIOWY Z MAŁYCH ZLEWNI NIZINNYCH, Mariusz SOJKA, Rafał WRÓŻYŃSKI	153

Urszula SOMOROWSKA

Wydział Geografii i Studiów Regionalnych
Uniwersytet Warszawski

**DETEKCJA STRUKTURY POŁA OPADÓW
EKSTREMALNYCH W SKALI ZLEWNI
NA PODSTAWIE DANYCH NAZIEMNYCH
I RADAROWYCH**

1. WSTĘP

Szacowanie wielkości zasilania zlewni opadem atmosferycznym pozostaje nadal istotnym, a zarazem trudnym zagadnieniem. Komplikacje z oceną wielkości i struktury pola opadu wynikają z dużej zmienności czasowej i przestrzennej tej zmiennej. Naziemna infrastruktura pomiarowa o niskiej rozdzielczości, a także niedokładności metod pomiarowych wpływają na niepewność oceny tej wielkości. W efekcie prowadzi to do trudności z opracowaniem wiarygodnego pola opadu, istotnego w badaniach bilansowych zlewni rzecznych bądź stosowanego jako wejście do modeli procesów hydrologicznych. Ciągłe aktualne pozostaje pytanie, w jaki sposób oceniać pole opadu, a w szczególności pole opadów ekstremalnych, będących przyczyną powstawania groźnych wezbrań opadowych i powodzi, ze skutkami przyrodniczymi, społecznymi i gospodarczymi.

W hydrologii operacyjnej w skali kraju prognozy hydrologiczne formułowane są na podstawie danych z sieci pomiarowo-obszerniczej IMGW, prognoz z mezoskalowych modeli meteorologicznych, informacji z sieci radarów POLRAD oraz Systemu Odbioru Zdjęć Satelitarnych (Mierkiewicz i Sasim 2008). W badaniach w skali lokalnej, w hydrologii 'nie-operacyjnej', w rozpoznaniu pola opadu historycznych epizodów opadowych najczęściej stosuje się standardowe produkty IMGW w postaci danych z naziemnych pomiarów deszczomierzowych, uzupełnianych informacją z okresowo funkcjonujących sieci monitoringu (Andrzejewska 2003; Zaliwski 2011). Umożliwia to podejmowanie badań w zakresie modelowania odpływu, aczkolwiek szczegółowość analiz jest wówczas zależna od gęstości rozmieszczenia posterunków opadowych (Moulin i in. 2009). W wyznaczaniu opadu obszarowego stosowane są najczęściej metody konwencjonalne w postaci metody izohiet oraz metody wieloboków Thiessena. W przypadku małej liczby posterunków opadowych nierzadko stosuje się założenie o równomiernym w przestrzeni rozkładzie opadu w zlewni.

Alternatywą stosowania danych punktowych jest możliwość korzystania z danych przestrzennych, tworzonych na podstawie informacji naziemnych i satelitarnych. Coraz większa dostępność i wzrastająca rozdzielczość danych przestrzennych udostępnianych nieodpłatnie w globalnych bazach danych sprawiają, że są

one wykorzystywane coraz powszechniej. Ze względu na regularny krok czasowy, a także dostępność danych w czasie zbliżonym do rzeczywistego, mogą stanowić podstawę badań dynamiki obszarowego zasilania zlewni opadem atmosferycznym. Przykładem są dane z globalnej bazy GLDAS (ang. *Global Land Data Assimilation System*), udostępniane przez NASA w czasie zbliżonym do rzeczywistego, z 3-godzinnym krokiem czasowym, w rozdzielczości przestrzennej $0,25^\circ \times 0,25^\circ$ szer./dług. geogr. (Rodell i in. 2004). Dane te mogą znaleźć zastosowanie w rozpoznaniu zasilania opadem większych zlewni, natomiast w przypadku małych zlewni bądź obszarów zurbanizowanych informacja ta ma zbyt małą rozdzielczość przestrzenną.

Nowe możliwości pojawiają się wraz z wdrożeniem projektu GPM (ang. *Global Precipitation Measurement*), realizowanym przez NASA wspólnie z Japońską Agencją Kosmiczną JAXA. Jego celem jest pozyskiwanie globalnych danych o wysokości opadów atmosferycznych (Tapiador i in. 2012). W odróżnieniu od realizowanego już projektu TRMM (ang. *Tropical Rainfall Measuring Mission*) informacje będą zbierane przez satelity z większą częstotliwością i będą miały większy zasięg przestrzenny, obejmując również strefę średnich i wysokich szerokości geograficznych. Misja planowana jest na początek 2014 r., dzięki czemu co 3 godziny dostępna będzie dla całego świata informacja o intensywności opadu. Do tego czasu konieczne jest stosowanie technik konwencjonalnych.

W identyfikacji struktury pola opadu zlewni różnej wielkości coraz powszechniej wykorzystywana jest informacja z radarów meteorologicznych (Moszkowicz i in. 1995; Cole i Moore 2009; Fu i in. 2010; He i in. 2011). Większa jest bowiem dokładność estymacji rozkładu przestrzennego opadu radarowego w stosunku do informacji pochodzącej z naziemnej sieci posterunków opadowych czy wspomnianych wcześniej danych gridowych (przykładowo: Abdella i Alfredsen 2010; Narkhedkar i in. 2010). Uniknąć wówczas można sztucznego założenia o jednorodnym czy mało zróżnicowanym polu opadu w zlewni, niedostatecznie zidentyfikowanym przez zbyt rzadką sieć posterunków opadowych, rozmieszczanych na ogół co kilkadziesiąt kilometrów. Opady, a szczególnie te konwekcyjne, charakteryzujące się dużą intensywnością, krótkim czasem trwania i niewielkim zasięgiem obszarowym, mogą wówczas nie zostać zarejestrowane przez sieć pluwiometryczną. Radarowy pomiar opadu (odbiciowości) zapewnia natomiast ciągłość przestrzenną obserwacji oraz możliwość obserwacji w czasie rzeczywistym dużych obszarów.

Stosunkowo krótki okres dostępności danych radarowych w Polsce oraz wysokie koszty pozyskania, ograniczają możliwości powszechnego ich stosowania. Jednakże wydaje się, że w obecnej chwili obrazy radarowe są niezastąpionym źródłem informacji, szczególnie w przypadku opadów ekstremalnych o niewielkim zasięgu przestrzennym (Limanówka i in. 2011). Nie są wolne od błędów, lecz schemat przetwarzania danych do celów hydrologicznych stosowany w sieci radarowej POLRAD umożliwia wprowadzenie korekt oraz adjustacji danych radarowych deszczomierzowymi (Szturc 2010). Adjustacja sprowadza się do integracji informacji punktowej z przestrzenną, pozyskiwaną z radaru. Zakłada się, że dane opadowe zmierzone siecią deszczomierzy są poprawne w punkcie, natomiast dane radarowe dokładnie odwzorowują rozkład przestrzenny, który może być oceniany z rozdzielczością $1 \text{ km} \times 1 \text{ km}$.

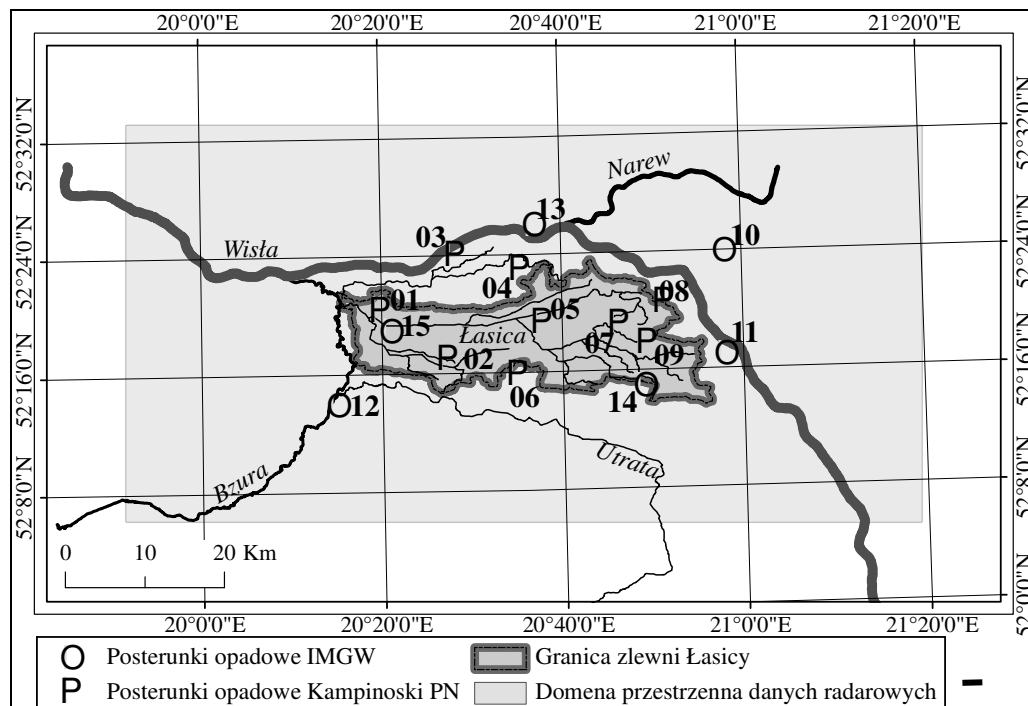
W niniejszej pracy ocenie poddano strukturę pola opadów ekstremalnych w chronionej zlewni nizinnej Łasicy o powierzchni około 460 km^2 , położonej w Kampinoskim Parku Narodowym. Zlewnia znajduje się w 100-kilometrowym zasięgu pomiarowym radaru w Legionowie. Podjęte badania są próbą odpowiedzi na pytanie, jak wielkie są różnice w wielkości opadu obszarowego, wyznaczanego w zlewni na

podstawie sieci pluwiometrycznej oraz niezależnie na podstawie danych radarowych. Analizowano maksymalne epizody opadowe zarejestrowane w miesiącach letnich w latach 2004-2008, w okresie, w którym dostępne były dane radarowe. Radarowe pole opadu porównano z polem generowanym na podstawie dobowych sum mierzonych na posterunkach opadowych. Wykazano, że interpolacja sum opadów zarejestrowanych na posterunkach, służąca uzyskaniu ciągłej przestrzennej informacji, prowadzi w przypadku opadów ekstremalnych do uzyskania obrazu znacznie zgeneralizowanego. Stosowanie danych radarowych istotnie uszczegóławia przestrzenny obraz opadów ekstremalnych.

2. DANE I METODY BADAŃ

2.1 Źródła informacji o opadzie atmosferycznym

W pracy wykorzystano dobowe sumy opadów atmosferycznych pochodzące z posterunków opadowych funkcjonujących w sieci monitoringu Kampinoskiego Parku Narodowego (KPN). Na terenie Puszczy Kampinoskiej, w KPN i jego otulinie, pomiar dobowych wysokości wykonywany jest w dziewięciu lokalizacjach, tj. w trzech stacjach meteorologicznych (Famułki Królewskie/Miszory – nr 01, Granica – nr 02, Izabliczyn – nr 09) oraz w sześciu posterunkach opadowych (Wilków nad Wisłą – nr 03, Rybitew – nr 04, Kiścienne – nr 05, Leszno – nr 06, Pociecha – nr 07, Dziekanów Leśny – nr 08). Najdłuższa seria opadów dobowych jest dostępna dla posterunku w Granicy (Nr 02) i dotyczy okresu obserwacji od 1985 r. Opady w pozostałych lokalizacjach są regularnie mierzone od 2001 r.



Rys. 1. Lokalizacja posterunków opadowych w analizowanej domenie przestrzennej

Ponadto wykorzystano radarowe dane opadowe udostępnione przez IMGW-PIB dla lat 2004-2008, pochodzące z radaru w Legionowie, pracującego w polskiej

sieci radarów POLRAD (rys. 1, punkt nr 10). Adjustacja danych radarowych danymi deszczomierzowymi została wykonana przez IMGW na podstawie sum opadu rejestrowanych w sieci posterunków opadowych IMGW oraz w sieci KPN (rys. 1). Dane zostały zapisane w formacie rastrowym ArcInfo ASCII Grid. Są to pliki o rozmiarze 100 x 50 pikseli o rozdzielczości przestrzennej 1 km x 1 km, obejmujące domenę przestrzenną, w której mieści się analizowana zlewnia wraz z szerokim otoczeniem. W pracy wykorzystano 3-godzinne sumy opadu, które zostały wygenerowane na podstawie wartości 10-minutowych. Dokonano selekcji wybranych maksymalnych epizodów opadowych, przekraczających przyjętą wartość progową.

2.2 Kryterium selekcji epizodów opadowych

Za ekstremalne zjawisko opadowe uznano dobową sumę opadu wartość progową, zdefiniowaną jako 90 i 95 percentyl (Łupikasza i in. 2009). Wartości percentyli określono na podstawie dystrybuanty rozkładu dobowych sum opadów atmosferycznych w okresie 2001–2008 dla posterunków opadowych w sieci obserwacji KPN. Wysokości opadów odpowiadające wartości 90 i 95 percentyla, według stosowanej w literaturze metodyki (Wibig 2009), wyznaczono na podstawie dobowych sum opadu $P \geq 0,1$ mm oraz $P \geq 1,0$ mm i zestawiono w tab. 1. Według kryterium 90 percentyla, przy dobowej sumie opadu $P \geq 0,1$ mm, wartości dobowego opadu na wszystkich posterunkach oscylują wokół wartości 10 mm i jest to najniższa wartość progowa, od której można uznać sumę dobową opadu jako zjawisko ekstremalne. Wyższą wartością progową jest kryterium 95 percentyla przy dobowej sumie opadu $P \geq 1,0$ mm. W tym przypadku wartość ta mieści się w zakresie od 14mm do 18 mm. Na tej podstawie dokonano selekcji dat epizodów opadowych rejestrowanych na posterunkach opadowych KPN, wyszukując dobowe sumy opadów przekraczające 18 mm doba⁻¹ (tab. 2). Należy nadmienić, że w niektórych przypadkach szczególnie wysokie sumy opadu obserwowane w danych posterunkowych mogły wynikać z błędnego zapisu pod jedną datą sumy opadu z dwóch dni. Taki przypadek dotyczy prawdopodobnie opadu w dniu 18.08.2006 na posterunkach w Miszorach (Nr 01) oraz w Wilkowie (Nr 03). Zakres zmienności przestrzennej opadu w tym dniu według danych radarowych w analizowanej domenie przestrzennej mieści się w granicach 1-37 mm (tab. 3). Możliwa jest również sytuacja rejestracji stosunkowo wysokiego opadu w punkcie oraz niższego opadu średniego rejestrowanego przez radar w pikselu, wówczas gdy natężenie opadu z burzowej komórki opadowej dotyczy obszaru mniejszego niż rozmiar piksela, w którym rejestrowane są dane radarowe.

Do dalszej analizy wybrano sześć z dziesięciu najwyższych epizodów opadowych zarejestrowanych w zlewni (tab. 3). W dniu 9 lipca 2005 r. najwyższe opady sięgnęły lokalnie wartości 60 mm·d⁻¹. Szczególnie wilgotny okazał się sierpień 2006 r. (Andrzejewska i Olszewski 2011). Najwyższe sumy opadów zarejestrowano wówczas w okresie od 5-tego do 9-tego sierpnia; te epizody objęto również analizą. Wysokie opady wystąpiły lokalnie również 18.08.2006 oraz 30.08.2006. Opady punktowe rzędu 60 mm·d⁻¹ odpowiadają w okolicach Warszawy maksymalnej sumie dobowej o prawdopodobieństwie wystąpienia $p = 10\%$, natomiast rzędu 80 mm·d⁻¹ – prawdopodobieństwu $p = 1\%$ (Ciepielowski i Dąbkowski 2003). Te ostatnie, rzędu 80 mm·d⁻¹, wystąpiły według danych radarowych w analizowanej domenie przestrzennej w dniu 15 sierpnia 2008 r.

Tablica 1

Sumy dobowe opadów na posterunkach opadowych w sieci monitoringu KPN odpowiadające wartościom 90. i 95. percentyla, wyznaczonych na podstawie liczby dni z opadem $P \geq 0,1\text{mm}$ oraz $P \geq 1\text{mm}$ w latach 2001-2008

Percentyl	Suma dobowa opadu na posterunku opadowym [$\text{mm}\cdot\text{d}^{-1}$]								
	01 Miszory	02 Granica	03 Wilków	04 Rybitew	05 Kiścienne	06 Leszno	07 Pociecha	08 Dziekanów	09 Izablicyn
90 _{$P \geq 0,1\text{ mm}$}	9,1	8,6	9,3	10,5	9,3	10,1	10,8	10,1	9,8
95 _{$P \geq 0,1\text{ mm}$}	12,1	12,0	13,2	15,0	14,1	14,9	15,2	14,9	13,9
90 _{$P \geq 1\text{ mm}$}	10,7	10,6	10,9	11,5	12,0	12,3	12,8	12,3	11,5
95 _{$P \geq 1\text{ mm}$}	14,0	14,0	14,3	16,3	16,6	17,8	17,4	17,9	15,6

Tablica 2

Maksymalne dobowe sumy opadu (mm) zarejestrowane na posterunkach opadowych w sieci monitoringu KPN w latach 2004-2008 wraz z datą ich wystąpienia (w nawiasie)

Posterunek/Rok	Dobowa suma opadu [$\text{mm}\cdot\text{d}^{-1}$]				
	2004	2005	2006	2007	2008
01 (Miszory)	23,0 (20.06.) 23,0 (05.09.) 30,8 (16.10.)	28,0 (15.06.) <u>59,0 (09.07.)</u> 21,5 (30.07.)	22,5 (22.06.) 25,0 (06.08.) <u>47,2 (18.08.)</u> 26,5 (30.08.)		26,8 (13.07.) <u>55,3 (15.08.)</u>
02 (Granica)	19,2 (21.07.)	41,2 (29.06.) 32,8 (30.07.)	26,6 (05.08.) 24,2 (06.08.)	19,6 (26.06.) 20,2 (21.08.)	22,1 (13.07.) <u>49,5 (15.08.)</u>
03 (Wilków)	29,2 (16.10.)	38,0 (30.07.) 20,1 (16.09.)	<u>57,0 (18.08.)</u> 21,2 (30.08.)	33,5 (21.08.) 25,3 (19.10.)	18,1 (27.06.) 24,6 (13.07.) <u>29,5 (15.08.)</u>
04 (Rybitew)	18,5 (02.08.) 28,4 (16.10.)	32,0 (30.07.)	26,0 (06.08.) 24,3 (20.08.) 31,9 (30.08.)	24,9 (10.06.) 19,8 (21.08.)	22,4 (13.07.) 36,6 (15.08.)
05 (Kiscienne)	18,8 (21.07.) 23,5 (16.10.)	28,7 (14.06.) 36,1 (30.07.)	<u>21,3 (05.08.)</u> <u>33,2 (06.08.)</u> <u>33,9 (07.08.)</u> <u>44,2 (09.08.)</u> 34,3 (30.08.)	20,9 (06.06.) 25,4 (19.10.)	18,5 (12.07.) 26,9 (13.07.) <u>21,9 (15.08.)</u>
06 (Leszno)	22,9 (05.06.) 19,0 (10.07.) 34,0 (21.07.) 20,2 (02.08.) 22,6 (16.10.)	19,2 (28.07.) 24,0 (29.07.) 26,9 (30.07.)	<u>37,2 (05.08.)</u> <u>36,0 (06.08.)</u> <u>22,0 (08.08.)</u> <u>24,0 (09.08.)</u> 30,0 (30.08.)	18,8 (20.06.) 30,0 (20.10.)	25,0 (07.07.) 29,2 (12.07.) 33,4 (13.07.) <u>27,6 (15.08.)</u>
07 (Pociecha)	23,0 (05.06.) 26,9 (19.07.) 20,1 (02.08.) 20,1 (16.10.)	18,7 (04.05.) 21,1 (30.07.)	<u>45,1 (05.08.)</u> <u>20,1 (06.08.)</u> 18,3 (13.08.) 27,5 (30.08.)	18,3 (10.08.) 27,9 (11.08.)	36,5 (14.07.) <u>29,3 (15.08.)</u>
08 (Dziekanów)	20,0 (07.05.) 38,8 (19.07.) 20,8 (16.10.)	15,2 (03.05.) 18,6 (04.05.)	<u>53,8 (06.08.)</u> 28,2 (30.08.)	24,3 (11.08.) 22,5 (12.08.) 22,8 (19.10.)	27,8 (06.07.) 28,0 (13.07.) 36,0 (14.08.)
09 (Izablicyn)	19,7 (02.08.) 21,7 (21.10.)	21,5 (04.05.) 24,2 (29.07.)	<u>34,2 (06.08.)</u> <u>42,6 (07.08.)</u> 25,5 (30.08.)	25,4 (11.08.) 23,4 (12.08.) 19,0 (05.09.)	20,6 (07.07.) <u>38,1 (15.08.)</u>

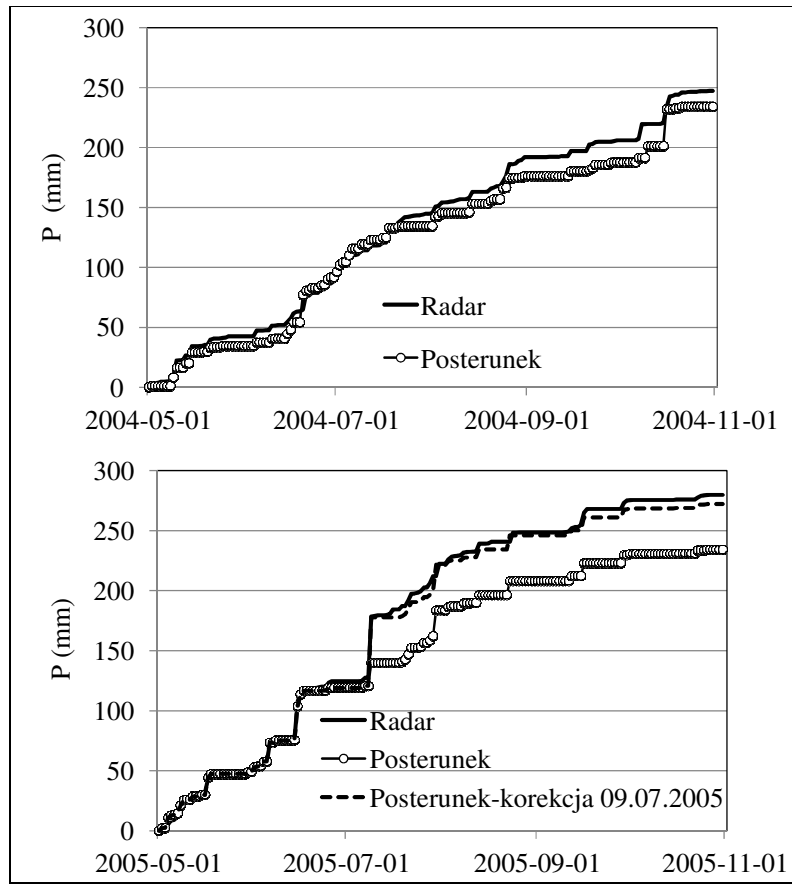
Tablica 3

Zakres zmienności przestrzennej dobowych radarowych sum opadu wybranych epizodów opadowych. Wyróżniono epizody o najwyższych opadach wybrane do dalszej analizy

Data	Suma dobowa opadu wg radaru [$\text{mm}\cdot\text{d}^{-1}$]	
	Domena przestrzenna	Zlewnia
<u>09.07.2005</u>	0-60	1-60
30.07.2005	4-23	5-20
<u>05.08.2006</u>	4-47	6-26
06.08.2006	6-20	8-20
<u>07.08.2006</u>	0-46	0-46
<u>08.08.2006</u>	0-79	0-43
<u>09.08.2006</u>	0-66	0-43
18.08.2006	1-37	3-36
30.08.2006	7-31	15-30
<u>15.08.2008</u>	22-66	32-57

2.3 Ocena zgodności danych radarowych z danymi naziemnymi

W celu weryfikacji jakości danych radarowych dokonano porównania dobowych sum opadów mierzonych na posterunkach opadowych z danymi radarowymi. Wartości 3-godzinnych danych radarowych zagregowano w programie ArcGIS w wersji 10 do wartości dobowych, stosując sumowanie obrazów rastrowych w analizowanej domenie przestrzennej. Następnie w aplikacji 'Modelbuilder' (ArcGIS) pozyskano wartości danych radarowych w pikselach odpowiadających lokalizacji posterunków opadowych. Skorzystano z iteratora, który pobierał pojedyncze zbiory rastrowe z geobazy plikowej, następnie przetwarzał i zapisywał w postaci tablicy wartości sum dobowych. Pozyskane w ten sposób dobowe wartości opadu radarowego, reprezentujące wartość średniego w pikselu opadu radarowego, porównano z wartościami opadu naziemnego rejestrowanego w punkcie. Na rys. 2 przedstawiono przykładowe krzywe sumowe opadów dobowych w miesiącach letnich (maj-październik) dla posterunku Miszory (01). W przypadku sumy opadu w dniu 9.07.2005 dokonano korekty wysokości opadu na posterunku z wartości 19 mm do wartości 59 mm, na podstawie zapisu radarowego. Wartości opadu sumowego wykazują zgodność co do przebiegu oraz rzędu wielkości sum dobowych. Obserwowane są niewielkie różnice, które wynikają z odmiennej metody pomiaru opadu. Opad posterunkowy odnosi się tylko do sytuacji w punkcie, na podstawie pomiaru deszczomierzem o powierzchni wlotowej 200 cm^2 , natomiast opad radarowy mierzony w pikselu reprezentuje średnią obszarową w jednostkowym polu o powierzchni 1 km^2 , a więc 50 000 000 razy większej. Różnice w wielkości opadu dobowego należy zatem przypisać faktowi, że pomiar deszczomierzem nie jest reprezentatywny dla całego piksela radarowego. O ile chwilowe wartości mierzone tymi dwoma metodami mogą znacznie się różnić, o tyle przy sumach miesięcznych i sezonowych, jak pokazano na rys. 2, różnice te znacznie maleją.



Rys. 2. Przykład krzywych sumowych opadu (P) w miesiącach letnich dla posterunku Miszory (01) na podstawie naziemnych i radarowych danych opadu

2.4 Porównanie struktury pola opadu na podstawie danych naziemnych i radarowych

W celu wykonania map przedstawiających rozkład opadu w analizowanej domenie przestrzennej, dla wybranych ekstremalnych epizodów opadowych, wykorzystano sumy dobowe zarejestrowane na posterunkach opadowych. Interpolacji na podstawie wartości w punktach dokonano metodą krigingu z wykorzystaniem oprogramowania Surfer v.8. Oszacowano wartości opadu w punktach siatki gridowej w rozdzielczości przestrzennej 1kmx1km, dostosowanej do rozdzielczości obrazów radarowych. Uzyskany w ten sposób rozkład przestrzenny opadu interpolowanego został porównany z obrazem radarowym. Analizowano związek między wartościami opadu w poszczególnych pixelach rastrowego obrazu radarowego a wartościami w punktach siatki gridowej obrazu interpolowanego. Z wielu możliwych zalecanych kryteriów oceny związku wybrano współczynnik determinacji jako miarę zgodności między wartościami. Jest to kryterium najczęściej stosowane (Krause i in. 2005, Moriasi i in. 2007). Współczynnik determinacji r^2 został obliczony według wzoru:

$$r^2 = \left(\frac{\sum_{i=1}^n (PG_i - \overline{PG})(PR_i - \overline{PR})}{\sum_{i=1}^n (PG_i - \overline{PG})^2 \sum_{i=1}^n (PR_i - \overline{PR})^2} \right)^2 \quad (1)$$

gdzie:

PG_i – opad interpolowany w i -tym punkcie siatki gridowej,

PR_i – opad radarowy w i -tym pixelu obrazu rastrowego,
 PG , FR – odpowiednio średnie wartości opadu interpolowanego i opadu radarowego.

Korelacji dokonano na podstawie wartości oszacowanych w obszarze zlewni. W tym celu obrazy radarowe i interpolowane zostały przycięte do granic zlewni, a następnie dokonano ekstrakcji wartości w punktach. Ponadto dla wybranego epizodu opadowego wygenerowano mapy różnicowe pomiędzy obrazem radarowym a interpolowanym obliczając:

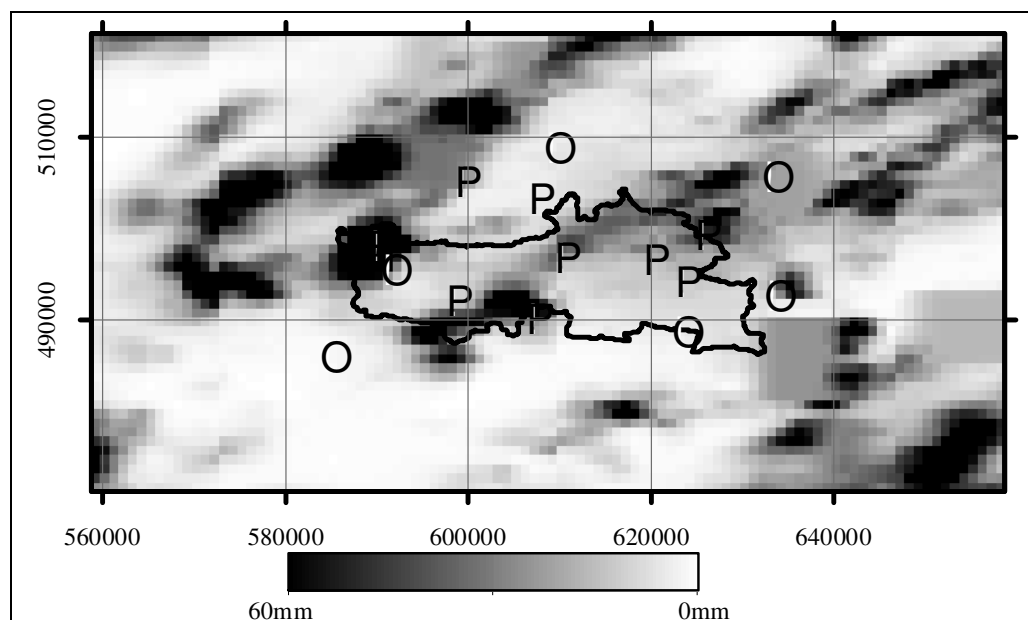
$$\Delta P_i = PR_i - PG_i^2 \quad (2)$$

gdzie:

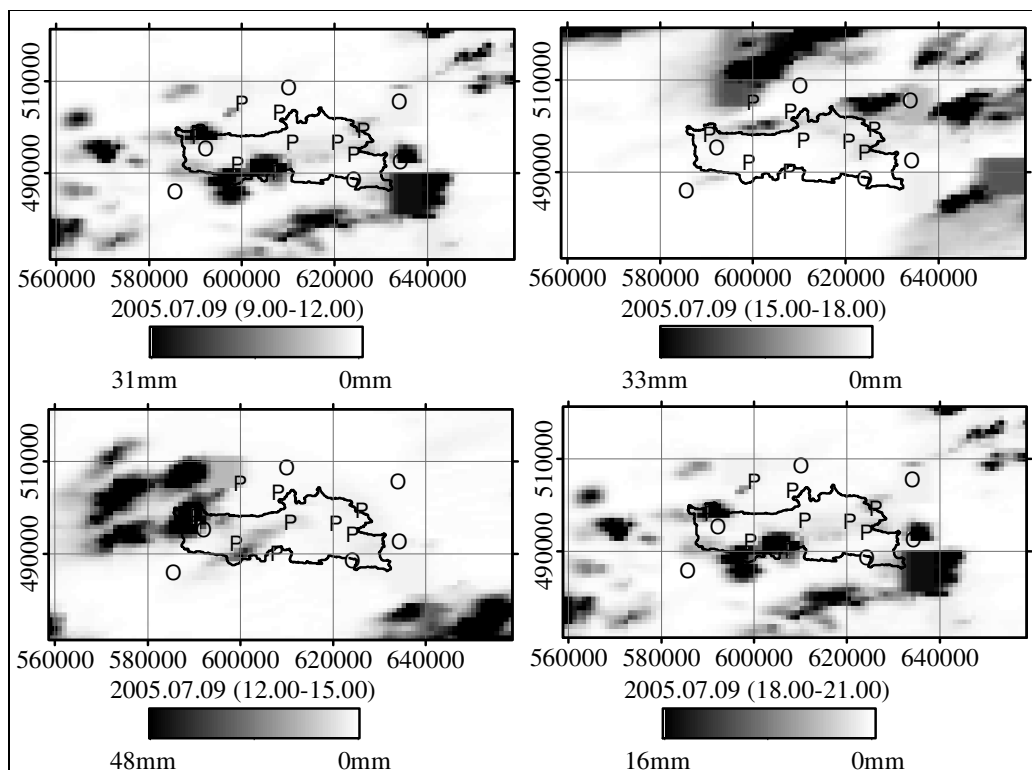
ΔP_i – różnica między wartością opadu radarowego PR_i w i -tym pixelu obrazu rastrowego a wartością opadu interpolowanego PG_i , w odpowiadającym punkcie siatki gridowej.

3. PRZESTRZENNA STRUKTURA POŁA OPADÓW EKSTREMALNYCH

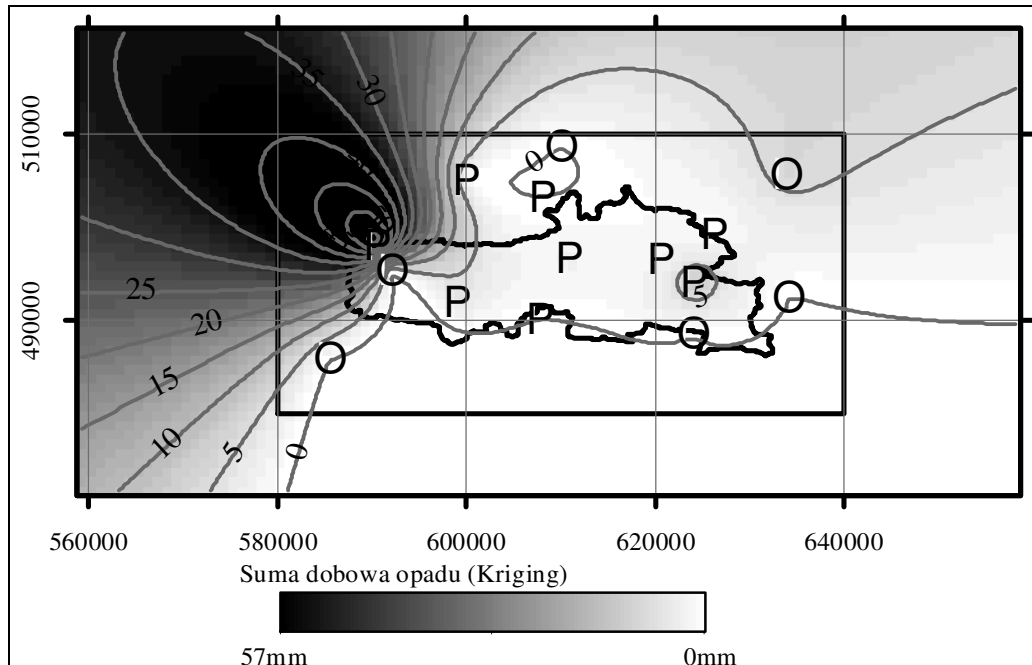
Radarowy obraz opadu w dniu 9 lipca 2005 r. charakteryzuje się dużym zróżnicowaniem przestrzennym, z wieloma rozproszonymi komórkami opadowymi (rys. 3). Sumy opadu wahały się w zakresie $0-60 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$. Rozwój komórek opadowych w kolejnych godzinach trwania opadu zobrazowano na rys. 4.



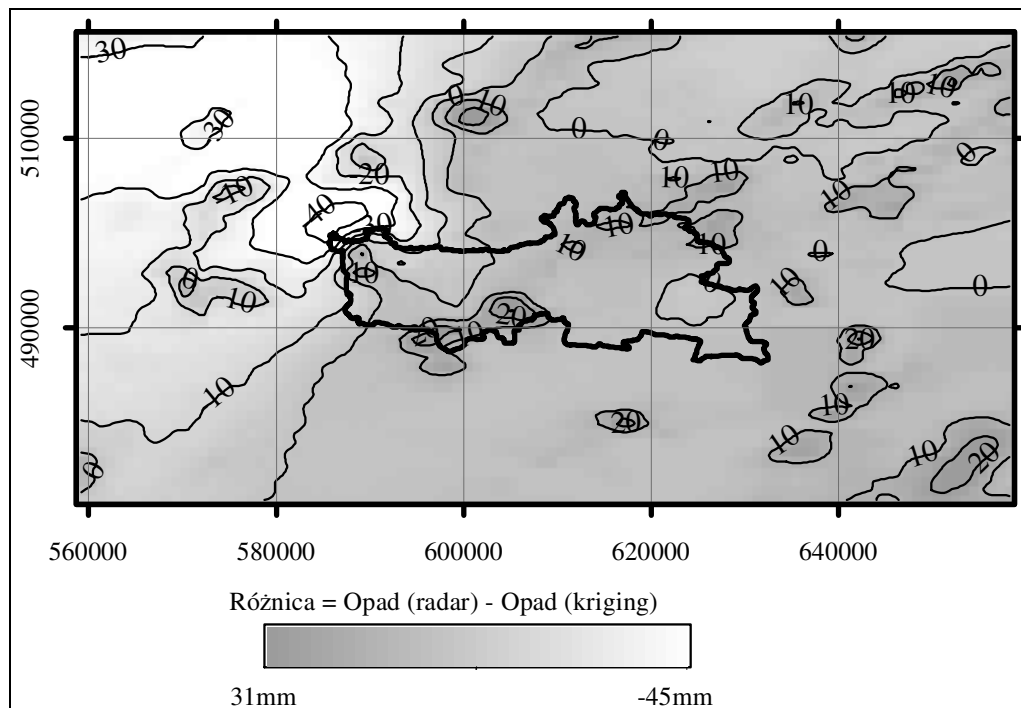
Rys. 3. Radarowe pole sum dobowych opadu zarejestrowane w dniu 9 lipca 2005 r. – sumy dobowe



Rys. 4. Radarowe pole opadu zarejestrowane w dniu 9 lipca 2005 r. w przedziałach 3-godzinnych



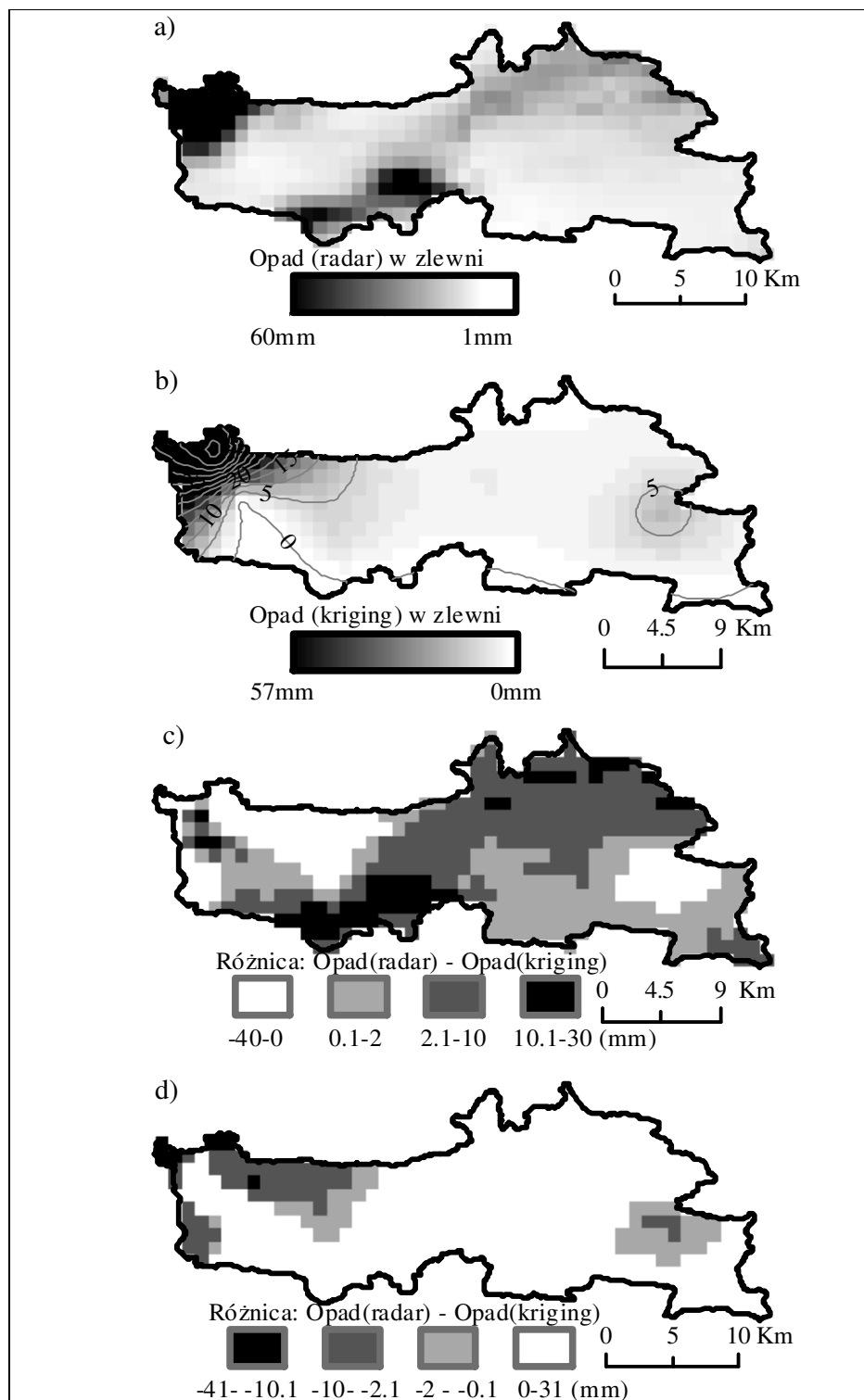
Rys. 5. Pole opadu (sumy dobowe) w dniu 9 lipca 2005 r. – wartości interpolowane metodą kringingu



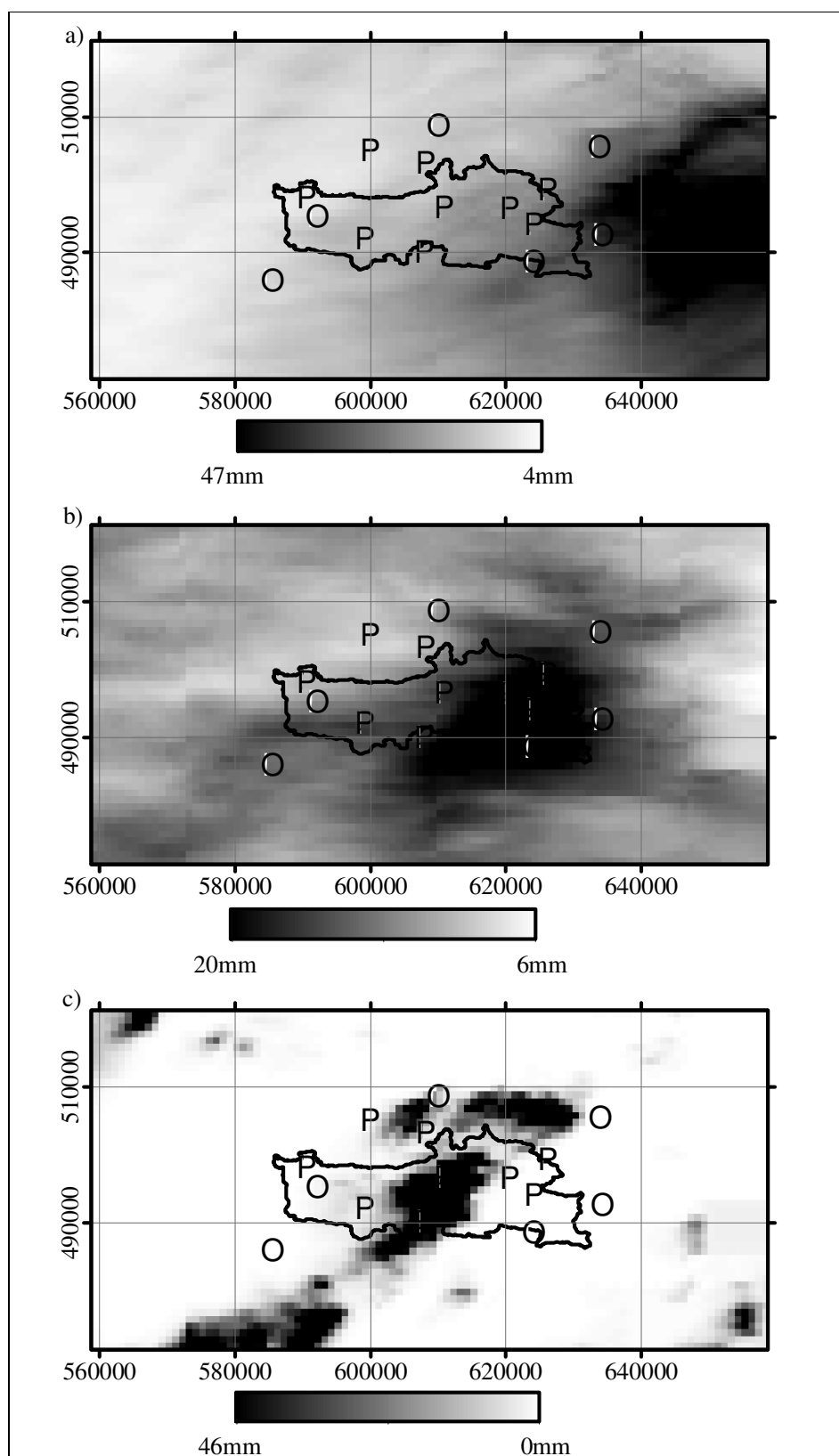
Rys. 6. Różnicowe pole opadu w dniu 9 lipca 2005 r. – wartości obliczone wg wzoru (2)

Najwyższe sumy opadu, rzędu $48 \text{ mm} \cdot (3\text{h})^{-1}$, wystąpiły w zachodniej części analizowanej domeny przestrzennej w godz. 12.00-15.00, obejmując zasięgiem zachodni skrawek zlewni. W kolejnych godzinach, między godz. 15.00-18.00, komórki burzowe pojawiły się w północno-wschodniej części obszaru, osiągając natężenie do $33 \text{ mm} \cdot (3\text{h})^{-1}$. Zastosowanie krugingu jako metody interpolacji przestrzennej pozwoliło niezależnie przewidzieć wartości sum dla różnych punktów przestrzeni położonych pomiędzy posterunkami opadowymi, a więc w miejscach nie objętych pomiarami naziemnymi (rys. 5). Różnice między wartością opadu radarowego a wartością opadu interpolowanego są jednak wysokie, szczególnie na obrzeżach domeny przestrzennej (rys. 6). Jednakże, w obszarze zlewni, objętym pomiarami naziemnymi, różnice te są również znaczne. Przykładowo, komórka burzowa, która pojawiła się w zlewni między posterunkami nr 02 i nr 06 (rys. 7a), została zarejestrowana przez radar, a pominięta przez sieć pluwiometryczną (rys. 7b). W rezultacie różnice w szacunku opadu w zlewni mieszczą się w zakresie -41 – $30 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$. Obszary o nieoszacowanej wielkości opadu w wyniku stosowania wyłącznie informacji naziemnej i metody krugingu pokazano na rys. 7c, natomiast obszary o wartościach przeszacowanych – na rys. 7d.

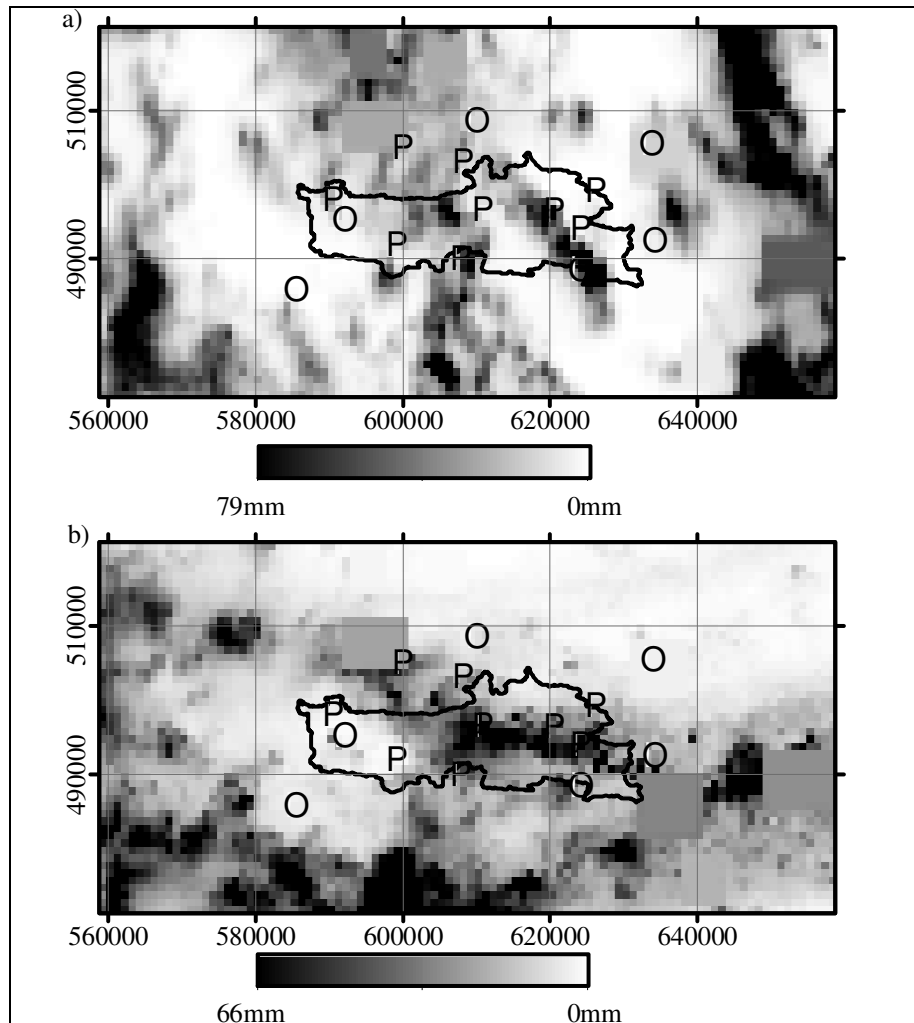
Przestrzenną strukturę radarowego pola opadu w sierpniu 2006 r. przedstawiono na rysunkach 8 oraz 9. W dniach od 5 sierpnia do 7 sierpnia strefa opadów przesuwała się ze wschodu na zachód, osiągając 7 sierpnia środkową część analizowanej zlewni. W kolejnych dniach, 8 i 9 sierpnia, skoncentrowana strefa opadów stopniowo zanikła, natomiast pojawiły się rozproszone komórki opadowe z intensywnością opadu do $79 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ w całej domenie przestrzennej oraz do $40 \text{ mm} \cdot \text{d}^{-1}$ w zlewni. Najwyższe wartości opadu dobowego zarejestrowane przez radar wystąpiły w miejscach nie objętych kontrolą pluwiometryczną.



Rys. 7. Pole opadu w zlewni w dniu 9.07.2005 r. : a) zarejestrowane przez radar, b) interpolowane na podstawie posterunków, c) różnicowe pole opadu wyznaczone wg wzoru (2) – obszar nieoszacowania metodą krigingu, d) różnicowe pole opadu wyznaczone wg wzoru (2) – obszar przeszacowania metodą krigingu



Rys. 8. Radarowe pole sum dobowych opadu w sierpniu 2006 r. w dniach: (a) 5.08.2006, (b) 6.08.2006, (c) 7.08.2006



Rys. 9. Radarowe pole sum dobowych opadu w sierpniu 2006 r. w dniach: (a) 8.08.2006, (b) 9.08.2006

Ekstremalne opady, które pojawiły się 15 sierpnia 2008 r., objęły zasięgiem całą domenę przestrzenną z natężeniem w zakresie $22\text{--}66\text{ mm}\cdot\text{d}^{-1}$ (rys. 10). Najwyższe sumy dobowe opadu w zlewni, rzędu $60\text{ mm}\cdot\text{d}^{-1}$, wystąpiły w jej północno-zachodniej części. Widoczne jest przesuwanie się rozległej strefy opadów ze wschodu na zachód, o znacznie zróżnicowanych natężeniach chwilowych (rys. 11).

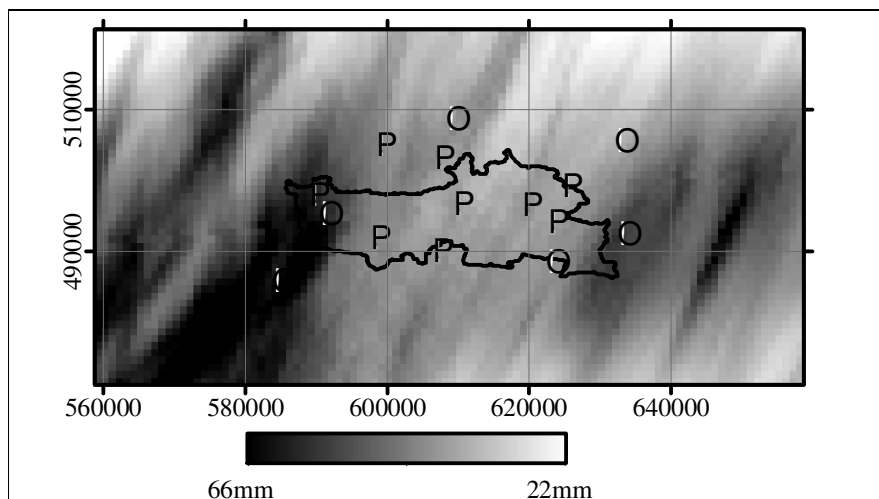
Podsumowując, należy stwierdzić, że występują istotne różnice w rozkładzie przestrzennym opadu, szacowanym dwoma niezależnymi metodami. Wartości współczynnika determinacji r^2 obliczone dla poszczególnych terminów wystąpienia opadów ekstremalnych w pięciu analizowanych przypadkach są bliskie zeru (rys. 12). Świadczy to o braku dopasowania struktury przestrzennej opadu, szacowanej metodą krigingu, do struktury przestrzennej identyfikowanej na podstawie danych radarowych. Wyjątkiem są opady, które wystąpiły w dniu 15 sierpnia 2008 r., a więc w przypadku rozległej strefy opady, stosunkowo jednolicie pokrywającej obszar zlewni. W większości przypadków pole opadu identyfikowane metodą krigingu nie wyjaśnia struktury przestrzennej opadu rejestrowanego przez radar. Ponadto występują różnice w wielkości opadu obszarowego (tab. 4). Z tego względu, nawet gdy liczbowo dobowe wartości opadu radarowego i wg

szacunku metodą krzygu są zbliżone, to zbieżność tę należy traktować jako przypadkową, ze względu na brak korelacji.

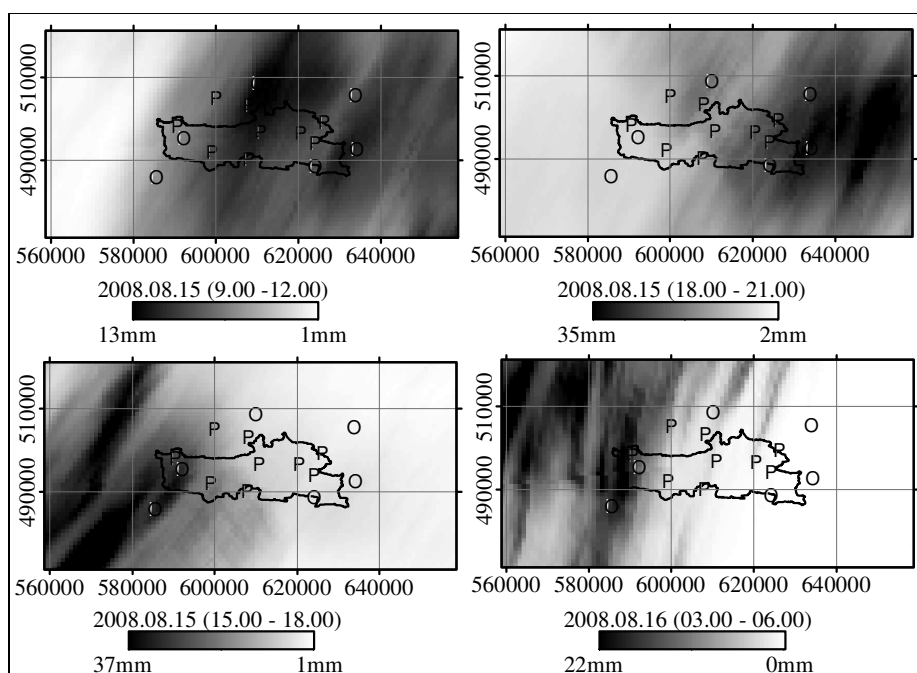
Tablica 4

Dobowy opad obszarowy w zlewni wg danych radarowych oraz interpolowany metodą krzygu

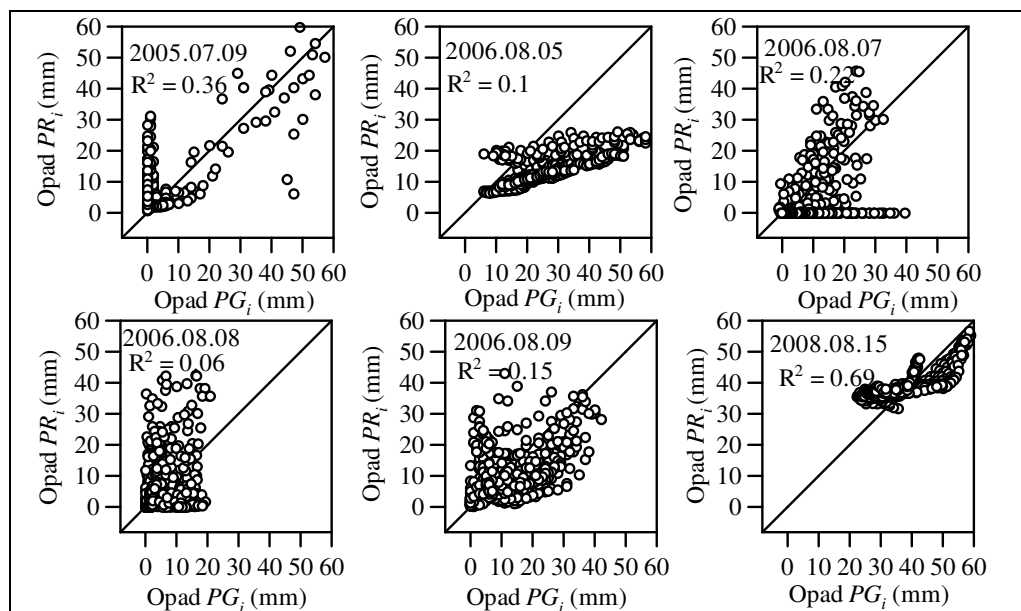
Opad obszarowy w zlewni	Data epizodu opadowego					
	2005.07.09	2006.08.05	2006.08.07	2006.08.08	2006.08.09	2008.08.15
Opad radarowy [mm·d ⁻¹]	7,4	14,6	5,0	7,6	10,6	39,5
Opad (krzygu) [mm·d ⁻¹]	4,3	27,9	8,6	5,8	11,8	37,5



Rys. 10. Radarowe pole sum dobowych opadów zarejestrowane w dniu 15 sierpnia 2008 r.



Rys. 11. Radarowe pole opadów zarejestrowane w dniu 15 sierpnia 2008 r. – sumy 3-godzinne.



Rys. 12. Siła korelacji opadu oszacowanego w punktach gridowych interpolowanej siatki (PG_i) z wartościami opadu w pixelach obrazu radarowego (PR_i), w sześciu terminach opadów ekstremalnych, w zlewni Łąsicy

4. WNIOSKI

Uzyskane wyniki badań są podstawą sformułowania następujących wniosków:

1. W większości analizowanych przypadków rozproszony charakter komórek opadowych nie był dostatecznie rozpoznawany przez sieć posterunków opadowych. Pole opadu identyfikowane z zastosowaniem metody krigingu w tym przypadku nie wyjaśniło struktury przestrzennej opadu rejestrowanego przez radar.
2. Stosowanie danych radarowych istotnie uszczegółowiło przestrzenny obraz opadów ekstremalnych.
3. Z powyższych względów rozpoznanie pola opadów ekstremalnych z zastosowaniem danych radarowych można traktować jako szczególnie przydatne w badaniach hydrologicznych służących analizie formowania się odpływu ze zlewni.

DETECTION OF RAINFALL FIELD STRUCTURE OF EXTREME EVENTS AT A CATCHMENT SCALE BASED ON GROUND AND RADAR DATA

Summary

This paper presents the application of weather radar data in the identification of rainfall field of extreme events. The research was undertaken to answer the question how big are differences in areal precipitation at a catchment scale, estimated from radar data and independently from rain gauge data. Analysis focuses on maximum daily precipitation registered in summer half of the years 2004-2008 in the lowland catchment situated in the Kampinos National Park. Data from the weather radar situated in Legionowo belonging to the Polish radar network POLRAD was used in

the analysis. Particular attention has been drawn to the comparison of the radar rainfall field with rainfall distribution obtained from kriging based on the point pluviometric network data. It was proved that the application of radar data significantly refines the spatial image of extreme rainfall. Determination of rainfall fields from rain gauge data leads to a much generalized image. In areas not covered by the ground measurements, there is no significant correlation with radar data.

Acknowledgement

The research is supported by the Norwegian Financial Mechanism, the European Economic Area (EEA) grant No. PL0268: „Development of the method for reconstruction of primary hydrological conditions in Kampinos National Park in order to restrain nature degradation and improvement of biodiversity status”. Research project financed from resources allocated for science in years 2008-2011.

BIBLIOGRAFIA

- Abdella Y., Alfredsen K., 2010, *Long-term evaluation of gauge-adjusted precipitation estimates from a radar in Norway*. Hydrol. Res., vol. 41, no. 3-4, s. 171-192.
- Andrzejewska A., 2003, *Klimat Puszczy Kampinoskiej*. [W:] R. Andrzejewski (red.) Kampinoski Park Narodowy, t. I, Izablicyn, s. 41-68.
- Andrzejewska A., Olszewski A., 2011, *Zmienność wysokości opadów atmosferycznych w zlewni ZMŚP „Kampinos” i jej otulinie w latach 2001-2010*. XX Sympozjum Zintegrowanego Monitoringu Środowiska Przyrodniczego, 11-13 IV 2011, Borne Sulinowo.
- Ciepielowski A., Dąbkowski S.L., 2006, *Charakterystyki deszczów*. [W:] Ciepielowski A., Dąbkowski S.L., *Metody obliczeń przepływów maksymalnych w małych zlewniach rzecznych (z przykładami)*, s. 31 – 71. Projprzem-EKO, Bydgoszcz.
- Cole S.J., Moore R.J., 2009, *Distributed hydrological modelling using weather radar in gauged and ungauged basins*. Adv. Water Resour., vol. 32, s. 1107–1120.
- Fu, S., T. O. Sonnenborg, K. H. Jensen, and X. He., 2010, *Impact of precipitation input on the hydrological response of an integrated distributed water resources model*. Vadose Zone Journal, vol.10, s. 25-36.
- He X., Vejen F., Stisen S., Sonnenborg, T.O., Jensen K.H., 2011, *An operational weather radar based QPE and its application in catchment water resources modeling*. Vadose Zone Journal, vol.10, s. 8-24.
- Krause P.D., Boyle P., Base F., 2005, *Comparison of different efficiency criteria for hydrological model assessment*. Advances in Geosciences, vol. 5, s. 89–97.
- Limanówka D., Cebulak E., Pyrc R., 2011, *Charakterystyka wybranych przypadków opadów burzowych w aglomeracji krakowskiej i na jej obrzeżach*. [W:] Łomotowski J. (red.), *Wody opadowe a zjawiska ekstremalne*, Wyd. Seidel-Przywecki Sp. z o.o., Lublin, s. 63-74.
- Łupikasza E., Bielec-Bąkowska Z., Falarz M., 2009, *Variability of selected extreme meteorological events in Poland*. Geographia Polonica, vol. 82, no.1, s. 5-20.
- Mierkiewicz M., Sasim M., 2008, *Kilka słów na temat ostony hydrologicznej IMGW*. Gazeta Obserwatora, nr 3-4.
- Moriasi D.N., Arnold J.G., Van Liew M.W., Bingner R.L., Harmel R.D., Veith T.L., 2007, *Model evaluation guidelines for systematic quantification of accuracy in watershed simulations*. Transactions of the ASABE, vol. 50, no.3, s. 885-900.
- Moszkowicz S., Krajewski W.F., Tuszyńska I., 1995, *Wstępne porównanie godzinnych sum opadów na zlewnię zmierzonych pluwiografami i radarem meteorologicznym*. Wiad. IMGW, t. 16(39), z.2, s. 57-72.
- Moulin L., Gaume E., Obled C., 2009, *Uncertainties on mean areal precipitation: assessment and impact on streamflow simulations*, Hydrol. Earth Syst. Sci., vol. 13, s. 99-114.
- Narkhedkar S. G., Sinha S. K., Mukhopadhyay P., 2010, *Rainfall analysis using conventional and non-conventional rainfall information on monthly scale*. Atmosfera, vol. 23, s. 141-164

- Rodell M., Houser P. R., Jambor U., Gottschalck J., Mitchell K., Meng C.-J., Arsenault K., Cosgrove B., Radakovich J., Bosilovich M., Entin J. K., Walker J. P., Lohmann D., and Toll D., 2004, *The Global Land Data Assimilation System*. Bull. Amer. Meteor. Soc., vol. 85, no. 3, s. 381–394.
- Szturc J., 2010, *Niepewność w radarowych pomiarach opadu z punktu widzenia hydrologii*. Mat. Badawcze – IMGW, T. 4, Seria: Meteorologia.
- Tapiador F.J., Turk F.J., W. Petersen, Hou A.Y., Garcia-Ortega E., Machado L.T., Angelis C.F., Salio P., Kidd C., Huffman G.J., de Castro M., 2012, *Global Precipitation Measurement: Methods, Datasets and Applications*. Atmos. Res., vol. 104-105, s.70-97.
- Wibig J., 2009, *The variability of daily precipitation totals in Poland (1951-2000)*. Geographia Polonica, vol. 82, no.1, s. 21-32.
- Zaliwski M., 2011, *Wstępne rezultaty monitoring przestrzennego rozkładu opadów w Łodzi w 2010 r.* [W:] Łomotowski J. (red.), *Wody opadowe a zjawiska ekstremalne*, Wyd. Seidel-Przywecki Sp. z o.o., Lublin, s. 31-39.

**Małgorzata GUTRY-KORYCKA, Maciej LENARTOWICZ,
Jarosław SUCHOŹEBRSKI**

Zakład Hydrologii, Wydział Geografii i Studiów Regionalnych
Uniwersytet Warszawski

ZASTOSOWANIE GIS W MODELOWANIU STRUKTURY SYSTEMU DRENAŻU ZLEWNI

1. WPROWADZENIE

Istotnym zadaniem w procesie opracowywania modelu matematycznego służącego do prognozowania hydrologicznego reakcji zlewni na opady o dużej intensywności jest zminimalizowanie błędu oceny odpływu maksymalnego. Dotyczy ono zarówno osiągnięcia przepływu najwyższego, jak też czasu trwania całej fali wezbraniowej, łącznie z jej podstawą (Bogdanowicz i in. 2008).

Jaka będzie efektywność różnych modeli, a zwłaszcza odwzorowanie przez nie wezbrań, zależy od wielu czynników utrudniających obliczenia, schematyzację i identyfikację parametrów na różnych ich etapach, dokładności systemu informacyjnego, jak też jego realizacji obliczeniowej.

Programy komputerowe wykorzystywane w modelach hydrologicznych mają często wbudowane rozszerzenia GIS, służące m.in. do numerycznego wprowadzania zasięgu zlewni powierzchniowej wprost z DTM (Digital Terrain Model) lub mapy topograficznej w wersji cyfrowej. Szczególną rolę w modelowaniu odgrywa sposób kodowania (numeracji) obszarowej jednostki hydrologicznej, jaką jest zlewnia, i tym samym zapisany jej wewnętrzny układ strukturalny.

Cyfrowa forma każdej wydzielonej zlewni pozwala na komputerowe przetwarzanie danych czasowo-przestrzennych. Wzajemne powiązania obiektów, jakimi są zlewnie cząstkowe w tym samym systemie hydrograficznym, zapewniają spójność wyników uzyskiwanych w procesie modelowania matematycznego.

Należy przy tym pamiętać o skali, w jakiej prowadzone są obliczenia oraz o uaktualnianiu i dokładności źródeł podstawowych danych przestrzennych, które mogą dla hydrologów stanowić pułapki prowadzące do błędów i niedokładności obliczeniowych. Istniejące zobrazowania i mapy cyfrowe przed przystąpieniem do realizacji modeli, zwłaszcza w małych zlewniach, powinny być wnikliwie analizowane i aktualizowane w odniesieniu do zasięgu zlewni powierzchniowej i podziemnej, także ich relacji i zgodności ze strukturą sieci cieków.

Szczególnie ważny jest element skalowania i generalizacji w podejściach do modelowania zlewni o parametrach przestrzennie skupionych. Optymalny dobór oczka siatki obliczeniowej w modelu, zależny od rozmiaru zlewni oraz od rozdziel-

czości i skali materiałów źródłowych wykorzystywanych przy identyfikacji jest bardzo istotny ze względu na rozwój i przebieg transformacji opadów w odpływ. Jak podkreślają Gądek (2002) oraz Lenartowicz i Gutry-Korycka (2009) rozmiar podstawowego pola obliczeniowego do opisu rzeźby oraz dynamiki odpływu ze zlewni musi być zgodny z rozdzielczością przestrzenną danych rastrowych stanowiących wejście do modelu. Generalizacja, czyli wybór i uproszczenie informacji przestrzennej, powinna być dopasowana do skali i zasięgu obiektu modelowanego. Należy w nim zidentyfikować kierunki (wektory) przemieszczania się wody w procesie aktywnego odpływu po stokach i sieci cieków w zlewni, w zależności od liczby połączeń rastrów i rozwoju sieci drenażu. To zagadnienie jest rozwiązywane na podstawie zasad stosowanych w technice obliczeń komputerowych. Modelowanie przepływu wody zgodnie ze spadkiem stoku w zlewni ułatwia wykorzystywanie opisu ukształtowania powierzchni w układzie rastrowym. Sprowadza się ono do opisu akumulacji odpływu ze zlewni w rodzaju kaskady, którą tworzą poszczególne komórki rastra. W każdym węźle obliczeniowym sumowane są komórki zasilające, czyli położone wyżej. Ciąg linii zasilanych przez największą liczbę komórek tworzy sieć rzeczną. Komórki rastra przylegające do powierzchniowego działu wodnego, najbardziej odległe od cieków biorą udział w kształtowaniu szczytowego przepływu fali wezbraniowej. Właściwe wyznaczenie przebiegu działu wodnego zlewni jest zatem kluczowym zagadnieniem w opisie formowania odpływu powierzchniowego.

Granice zlewni topograficznej, jak podkreśla Sobolewski (2000), wyznacza powierzchniowy dział wodny zależny od rzeźby terenu (głównie spadków); przebiega po grzbietach wzniesień, form wypukłych, zawsze jednak prostopadle do poziomicy. Kierunki wektorów masy i energii w systemie hydrodynamicznym zlewni wyznaczają linie graniczne łączące punkty maksymalnego gradientu energii potencjalnej. Ich określenie przy obecnej dostępności DTM jest proste, ale zależy od rozdzielczości modelu wysokościowego. Powierzchniowe granice wewnętrzne zlewni są zależne od relacji pomiędzy wyraźną rzeźbą erozyjną a zasięgiem zlewni bezodpływowych, wynikających ze specyficznego układu dośrodkowego obszarów bezodpływowych ograniczających zlewnię topograficzną aktywną pod względem rozkładu wektorów lokalnych. Taka sytuacja niesie kolejne trudności i niedokładności modelowania transformacji opadów w odpływ ze zlewni.

2. STRUKTURA HYDROLOGICZNA ZLEWNI POWIERZCHNIOWEJ

Precyzyjne wyznaczenie granic topograficznych, a tym samym zasięgu terytorialnego zlewni jest podstawowym zadaniem hydrologii, także istotnym, chociaż często pomijanym w modelowaniu matematycznym. Poprawne wyznaczenie zasięgu obiektu modelowanego jest bowiem niezbędnym warunkiem właściwego i poprawnego opisu procesów hydrologicznych przez model matematyczny. Precyzja oceny zasięgu zlewni jest zależna od kilku czynników. Należą do nich m.in. rodzaj wykorzystanej, na ogół gotowej, informacji, stopień skomplikowania rzeźby terenu, jakość i dokładność materiałów wejściowych (mapy topograficzne, zdjęcia lotnicze, zobrazowania satelitarne czy gotowe cyfrowe modele terenu) oraz przyjęta procedura wyznaczania przebiegu powierzchniowych działów wodnych (ręczna lub automatyczna) oraz doświadczenie modelującego.

Przez wiele dziesięcioleci podstawową metodą wytyczania przebiegu działów wodnych była metoda manualna na podstawie analizy dostępnych map topograficznych. Wraz z rozwojem technologii informatycznych, a dzięki nim Systemów Infor-

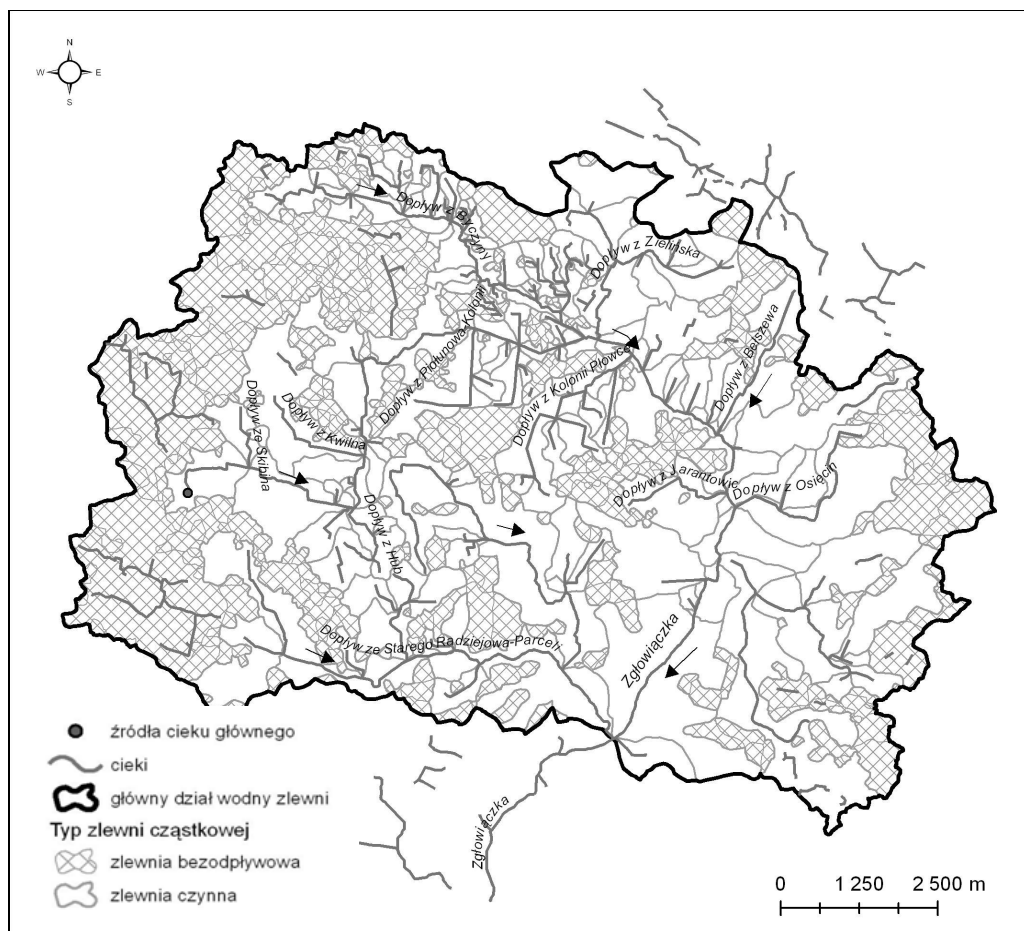
macji Geograficznej (GIS), upowszechniły się metody automatyczne. Polegają one na wykorzystaniu cyfrowych modeli rzeźby terenu (DTM) o różnej rozdzielczości, które są niezbędne w procedurze wyznaczania przebiegu topograficznego działu wodnego (Longley i in. 2005). Algorytmy takie są wbudowane zarówno w pakiety oprogramowania GIS (np. ESRI ArcMap®), ich rozszerzenia (np. ESRI® ArcHydro), jak również w moduły modeli hydrologicznych (np. HECGeoHMS, ArcSWAT). Polegają one na analizie cyfrowej DTM pod kątem oceny kierunku spływu powierzchniowego po stokach i jego koncentracji. Następnie, w przypadku braku informacji o rzeczywistym zróżnicowaniu sieci cieków jest ona automatycznie generowana. Na jej podstawie wyznaczany jest przebieg topograficznych działów wodnych (głównego i wewnętrznych zlewni cząstkowych) po zadany hydrologiczny profil zamykający (Maidment 2002; Kraemer i Panda 2009). Przydatność tego podejścia ogranicza jak się wydaje jakość i dokładność materiałów wejściowych, czyli rozdzielczość modeli terenu oraz stosowane algorytmy obliczeniowe, służące do analizy danych numerycznych. Mimo zaawansowanej automatyzacji wielu czynności, skonfrontowana z mapą topograficzną weryfikacja przebiegu działów wodnych w terenie pozostaje nadal niezastąpiona.

Celem artykułu jest przedstawienie wpływu stosowanych metod oraz dokładności i jakości danych na ocenę zasięgu zlewni powierzchniowej na przykładzie zlewni górnej Zgłowiączki (Kanał Głuszyński) na Kujawach. Jako materiał wejściowy posłużył cyfrowy model terenu wykonany na podstawie obrazowań radarowych pozyskanych w trakcie misji SRTM (*Shuttle Radar Topography Mission*) z 2000 r., finansowanej przez NASA. Jego podstawową wadą jest słaba rozdzielczość przestrzenna, wynosząca na obszarze Polski tylko około 90 m, stanowi zatem niewystarczającą podstawę do wygenerowania sieci cieków w zlewni młodoglacjalnej o niewielkiej deniwelacji (Wasilewski i Chormański 2009). W związku z tym cyfrowy model terenu uzupełniono dodatkowymi informacjami o rzeczywistej sieci drenażu w zlewni na podstawie Mapy Hydrograficznej i *Mapy Podziału Hydrograficznego Polski* (2006).

2.1. Powierzchniowy dział wodny zlewni topograficznej

Zasięg analizowanej powierzchniowej zlewni młodoglacjalnej wyznaczono ręcznie na podstawie dokładnej mapy topograficznej (rys. 1) i zgodnie z procedurami automatycznymi dostępnymi w modelu SWAT (*Soil and Water Assessment Tool*) (Śmietanka i in. 2009) oraz rozszerzeniu „Spatial analyst” do pakietu ESRI ArcGIS Desktop®. Wykorzystano mapy topograficzne w skali 1:25000 i 1:10000 w układzie 1965 i aktualności na lata 80. XX w. Ponadto, wygenerowano na podstawie mapy w skali 1:25000 model cyfrowy terenu o większej rozdzielczości przestrzennej (30 m) niż model SRTM.

Powierzchnia zlewni topograficznej wyznaczonej manualnie wynosi 106,7 km² (tab. 1). Porównano przebieg działu wodnego wyznaczonego manualnie z zasięgiem zlewni uzyskanym procedurą obliczeniowo-graficzną modelu SWAT na podstawie danych SRTM oraz z *Mapą Podziału Hydrograficznego Polski* (2006) (rys. 2). Okazało się, że zlewnia powierzchniowa jest w rzeczywistości mniejsza o około 5,8 km² (5,4%) od zlewni uzyskanej z SRTM. Włączenie do porównania zasięgu zlewni wyodrębnionej z DTM o rozdzielczości 30 m wykorzystując oprogramowanie ESRI ArcGIS Desktop® wykazało bardzo duże rozbieżności, szczególnie w części południowo-wschodniej i północnej zlewni. Poza północną, bifurkującą z sąsiednią częścią zlewni, dosyć dobre dopasowanie wykazuje szczegółowy podział zlewni wg MPHP.



Rys. 1. Zlewnia powierzchniowa górnej Zgłowiączki wyznaczona na podstawie mapy topograficznej w skali 1:25000 w układzie 1965

Prawie 40% powierzchni zlewni wyznaczonej ręcznie stanowią zlewnie obszarów powierzchniowo bezodpływowych – ewapotranspiracyjno-retencyjnych i chłonnych (suchych). Jest to tym bardziej istotne z punktu widzenia formowania się przepływów maksymalnych, że chociaż większość zlewni pokryta jest utworami słabo przepuszczalnymi, to jednak większość den zagłębień jest sucha. Brak także wystarczających informacji, które zagłębienia zostały włączone w sieć odpływu powierzchniowego. Tylko 8% obszaru zlewni stanowi zlewnia rzeczywiście czynna, natomiast ponad 50% zajmują zlewnie obszarów bezodpływowych, które w wyniku sztucznego zdrenowania, czy przekopania kanałów, zostały włączone w sieć powierzchniowego drenażu. Następnym problemem są zlewnie bifurkujące, które mogą wykazywać zmienne kierunki odpływu, i trudno je zakwalifikować. Ponadto, trudności sprawia wyznaczenie zlewni podpowierzchniowej, kształtującej podstawę fali wezbraniowej. Jednocześnie w takich obszarach często mogą występować niezgodności działów powierzchniowych i podziemnych. O ile analiza cyfrowych modeli terenu wskazuje przypuszczalny kierunek odpływu poza zlewnię, to jednak rzędne zwierciadła wód podziemnych pierwszego horyzontu potamicznego świadczą o ciążeniu tego obszaru do zlewni Zgłowiączki. Co więcej, działy wodne wyznaczone ręcznie oraz automatycznie są w tym obszarze rozbieżne. Rozstrzygnięcie tego problemu jest możliwe w wyniku pomiarów geodezyjnych i jeszcze dokładniejszych materiałów topograficznych.

Różnice w przebiegu powierzchniowego działu wodnego wynikają zatem z jakości i rozdzielczości (skali) materiałów źródłowych tzn. map topograficznych i modeli cyfrowych terenu (DTM). Numeryczny model terenu na podstawie danych SRTM wydaje się zbyt uproszczony w przypadku zlewni nizinnej o niewielkiej deniwelacji i rzeźbie młodoglacjalnej. Byłby bardziej przydatny w zlewniach większych o wyrazistej rzeźbie erozyjnej.

Poza głównym ciekim – Zgłowiączką, przebieg jej dopływów wygenerowanych na podstawie SRTM jest nierzeczywisty. Po pierwsze – ich sieć jest zbyt uboga, po drugie – ich przebieg pozostaje w wielu miejscach „w sprzeczności” z MPHP, a przede wszystkim z dokładnymi mapami topograficznymi. *Mapa Podziału Hydrograficznego Polski* (2006) również nie uwzględnia tak dokładnych informacji hydrograficznych jak szczegółowa mapa topograficzna w skali 1:25000.

Tablica 1

Podział zlewni górnej Zgłowiączki na zlewnie cząstkowe

Typ odpływowy obszaru	Charakterystyka	Liczba zlewni cząstkowych	Obszar zlewni powierzchniowej	
			(km ²)	(%)
Zlewnie cząstkowe bezodpływowe	Ewapotranspiracyjne (mokradła)	53	3,0	2,8
	Retencyjne (zbiorniki wodne)	98	18,2	17,1
	Suche (chłonne)	305	20,1	18,8
	<i>Razem zlewnie bezodpływowe</i>	<i>456</i>	<i>41,3</i>	<i>38,7</i>
Zlewnie cząstkowe czynne	Bezodpływowe włączone w sieć drenażu powierzchniowego	101	57,3	53,7
	Odpływowe	7	8,1	7,6
	<i>Razem zlewnie czynne</i>	<i>108</i>	<i>65,4</i>	<i>61,3</i>
RAZEM	Wszystkie zlewnie cząstkowe	564	106,7	100,0

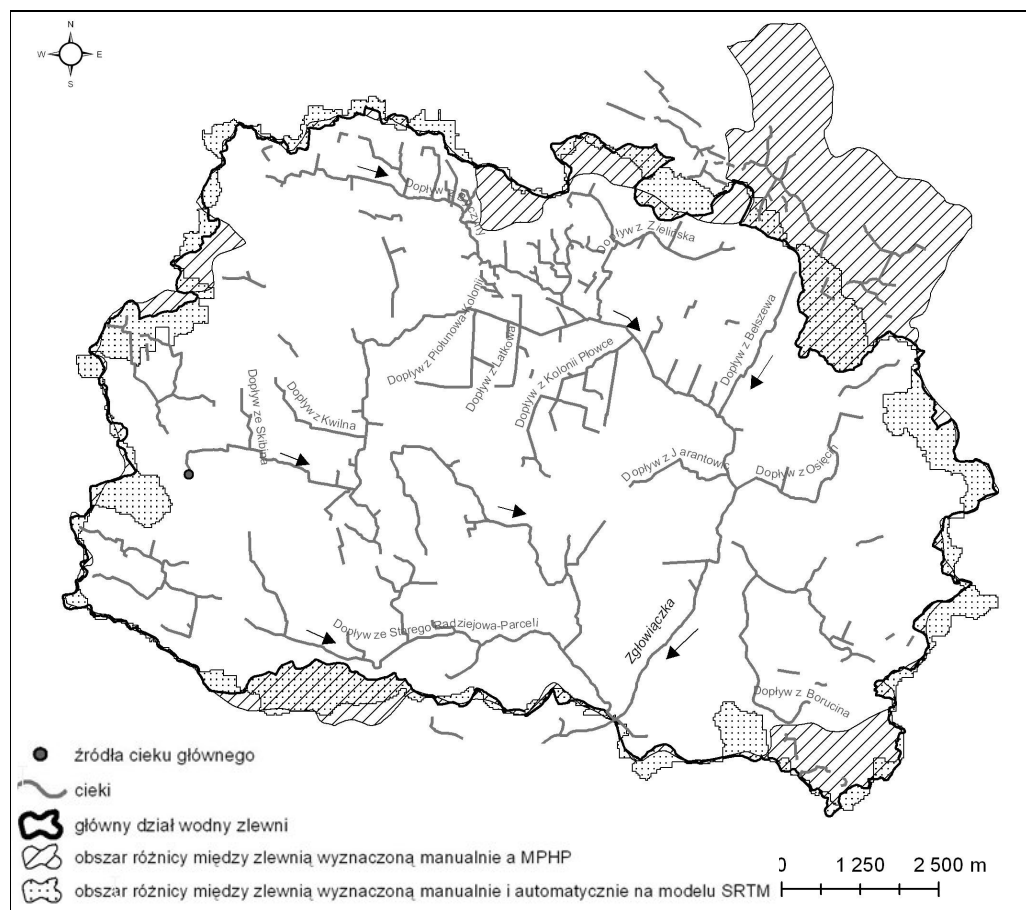
2.2. Struktura wewnętrzna zlewni topograficznej

Podział dorzecza górnej Zgłowiączki na zlewnie cząstkowe, podobnie jak przebieg głównego działu wodnego, wyznaczono na podstawie map topograficznych w skali 1:25000, wspomagając się mapami w skali 1:10000 w układzie 1965. Brak opracowanych wystarczająco szczegółowych map w układzie 1992 skutkowało koniecznością przeprowadzenia transformacji treści map z układu 1965 do układu 1992, co mogło generować dodatkowe niedokładności.

Tablica 2

Porównanie zlewni cząstkowych w zlewni Zgłowiączki wyznaczonych manualnie na podstawie mapy topograficznej w skali 1:25000 oraz MPHP i numerycznego modelu terenu SRTM

Zlewnia cząstkowa na podstawie mapy topograficznej 1:25000 oraz MPHP	Powierzchnia zlewni cząstkowej wyznaczonej manualnie	Bezodpływowość	Powierzchnia zlewni cząstkowej na podstawie MPHP	Błąd oszacowania	Bezodpływowość	Powierzchnia zlewni cząstkowej na podstawie SRTM	Błąd oszacowania	Bezodpływowość
	(km ²)	(%)	(km ²)	(%)	(%)	(km ²)	(%)	(%)
Zgłowiączka po Dopływ z Byczyny	24,9	50,3	25,2	+1,2	0,0	25,3	+1,6	5,1
Dopływ z Byczyny	11,2	52,0	10,8	-3,6	0,0	13,2	+17,8	4,3
Zgłowiączka od Dopływu z Byczyny po Dopływ ze Starego Radziejowa Parceli	46,5	25,7	54,2	+16,6	0,0	41,2	-11,4	3,1
Dopływ ze Starego Radziejowa Parceli	24,1	45,0	25,1	+4,1	0,0	28,7	+19,1	2,8
RAZEM	106,7	38,7	115,3	+8,1	0,0	108,4	+1,6	3,6



Rys. 2. Zasięg zlewni powierzchniowej górnej Zgłowiączki wyznaczony manualnie z mapy topograficznej w skali 1:25000, zasięg zlewni wg MPHP (2006) oraz wyniki automatycznej procedury przetworzenia cyfrowego modelu terenu SRTM o rozdzielczości przestrzennej 90 m

Łączna powierzchnia zlewni topograficznej po profil zamykający wynosi 106,7 km² i została podzielona na 564 zlewnie elementarne. Z tego 456 zlewni elementarnych (38,7% powierzchni) jest bezodpływowych. Udział obszarów bezodpływowych w powierzchni zlewni cząstkowych jest zróżnicowany. W górnej części zlewni przekracza 80%, natomiast najmniejszy jest w bezpośrednich przyrzeczach rzeki głównej. Profil hydrologiczny wykorzystany w modelowaniu zamyka zlewnię powierzchniowo czynną o znacznie mniejszej powierzchni 65,4 km².

Niezgodności sieci cieków wprowadzały istotny czynnik niepewności w wewnętrzny podział hydrograficzny zlewni, a przez to zmianę jego struktury. Dlatego tak dużo obszarów niegdyś bezodpływowych w sposób sztuczny zostało włączonych (wciągniętych) w sieć drenażu powierzchniowego.

Wewnętrzna struktura hydrograficzna zlewni przyjęta na podstawie SRTM jest wyraźnie uproszczona w stosunku do rzeczywistej. Zasięg zlewni całkowitej (po profil zamykający) wyznaczony automatycznie wynosi 108,4 km², różni się także powierzchniowo zasięg zlewni cząstkowych (tab. 1), zaś całkowita różnica wielkości zlewni wynosi około 1,5%, co może być akceptowalne. Szczegółowa analiza rozbieżności (tab. 2) ujawnia znacznie większe różnice. Całkowity błąd oszacowania powierzchni zlewni jest wynikiem kompensacji błędów w poszczególnych zlewniach cząstkowych, gdzie są one znacznie większe. W przypadkach skrajnych dochodzą do 20%. Łączne błędy oszacowania powierzchni zlewni uwzględniając niedoszacowanie i przeszacowanie są również znaczne. Dotyczy to także MPHP (2006). Całkowita różnica powierzchni zlewni w przypadku stosowania metody automatycznej wynosi w stosunku do metody manualnej tylko 1,5% (MPHP 8,1%), ale składają się na nią: niedoszacowanie rzędu 5% (MPHP 5,1%) i przeszacowanie 6,6% (MPHP 13,2%). Zatem łączne niedokładności w stosunku do metody manualnej wynoszą 11,1% w przypadku procedury automatycznej w GIS oraz 18,3% w przypadku MPHP.

Inne istotne błędy wynikające z interpretacji sieci cieków w zlewni można dostrzec w różnych zlewniach cząstkowych. Wyznaczony automatycznie dział wodny „zapęta się” miejscami, bądź też przyjmuje kształt „grzebienia”, co jest ewidentnie nieprawidłowe. Błędy takie można znaleźć w wielu miejscach.

W procesie modelowania formowania się fali wezbraniowej tak duże błędy w oszacowaniu obszaru i struktury zlewni, które znacząco wpływają na jakość modelu powinny być wykrywane i eliminowane. Nie bez wpływu pozostają też znaczne różnice w ocenie stopnia bezodpływowości zlewni (tab. 2). W przypadku MPHP założono całkowity brak bezodpływowości, gdy tymczasem w analizowanej zlewni wynosi około 40%.

3. STRUKTURA HYDROLOGICZNA ZLEWNI PODPOWIERZCHNIOWEJ I PODZIEMNEJ

Badania prowadzone przez różnych autorów wskazują, że niektóre właściwości fizycznogeograficzne zlewni wywierają decydujący wpływ na formowanie się fali wezbraniowej, zwłaszcza podczas krótkotrwałych, nawalnych opadów deszczu (Peschke i in. 2000; Ribolzi i in. 2000; Creutin i Borga 2003). Również w modelach hydrologicznych opisujących procesy odpływu powierzchniowego i kształtowania się fali wezbraniowej wykorzystuje się wiele informacji o cechach podłoża. Podstawowym źródłem takich danych są mapy tematyczne: rzeźby terenu, wód powierzchniowych, rodzaju gleb i rolniczego użytkowania ziemi oraz struktury hydrogeologicznej.

Podstawowym źródłem informacji o wodach podziemnych jest *Mapa hydrogeologiczna Polski w skali 1:50000 (MhP)*. W latach 1996-2004 opracowano 1069 arkuszy w układzie współrzędnych „1942”. *MhP* zawiera informacje dotyczące użytkowych poziomów zwykłych wód podziemnych, takie jak: zasięgu i głębokości występowania oraz miąższości i przewodności, jakości wód podziemnych jako źródła zaopatrzenia ludności w wodę do spożycia, możliwości uzyskania wydajności z typowej studni wierconej, aktualnego położenia zwierciadła wód podziemnych i kierunków ich przepływu, odnawialności zasobów wód podziemnych oraz ich dopuszczalnego zagospodarowania.

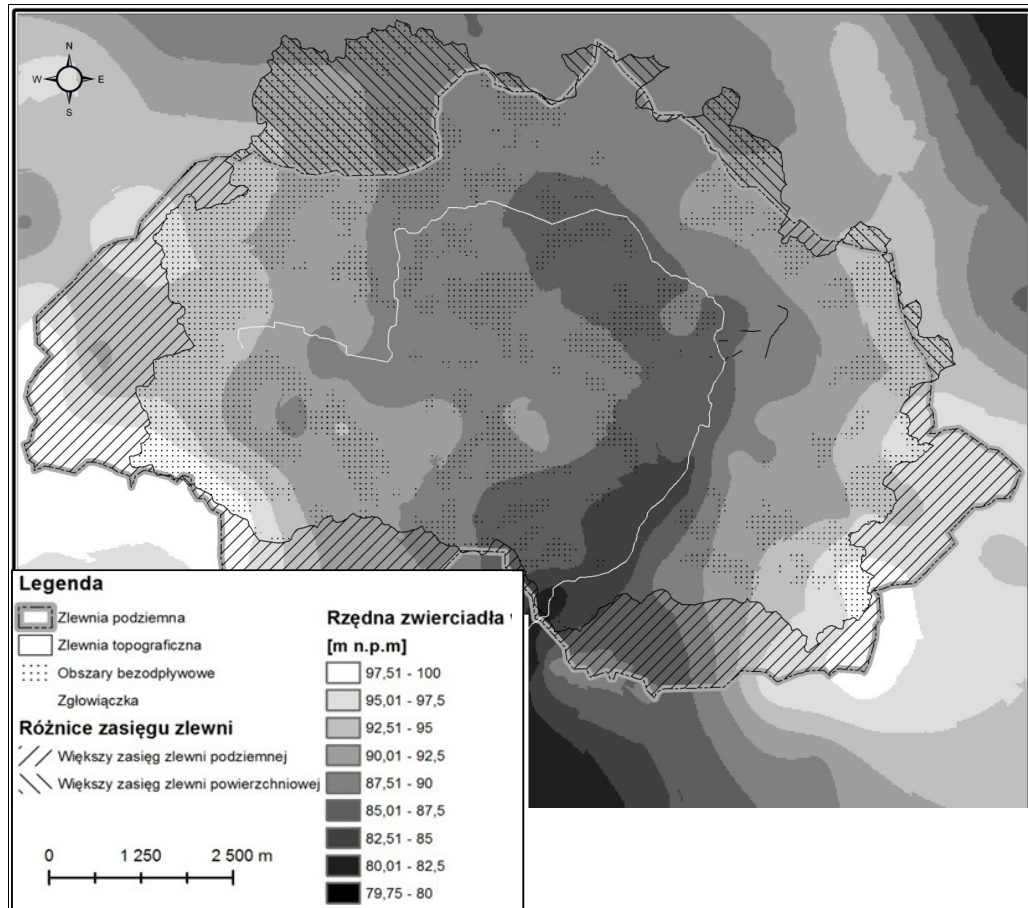
Możliwe jest również uzyskanie informacji (w postaci numerycznej) w dowolnie zdefiniowanych granicach (arkusz podkładu topograficznego, jednostki administracyjne, jednostki naturalne i in.).

Kolejnym źródłem danych o wodach podziemnych może być *Mapa hydrogeologiczna Polski 1:50 000 „pierwszy poziom wodonośny – występowanie i hydrodynamika” (PPW-WH)* wydawana od 2004 r. w układzie współrzędnych „1942”. Arkusze obejmują wybrane elementy charakterystyki hydrogeologicznej freaticznego horyzontu wodonośnego lub zespołu połączonych hydraulicznie warstw wodonośnych o miąższości co najmniej 2 m przy średnim stanie retencji wód podziemnych. Charakterystyka obejmuje w szczególności elementy istotne w celu ustalenia związków hydraulicznych pierwszego poziomu wodonośnego z wodami powierzchniowymi, ekosystemami zależnymi od wód podziemnych oraz obiektami zagospodarowania powierzchni terenu.

Informacja o wodach podziemnych zawarta jest również na *Mapie hydrograficznej w skali 1:50000*. Niestety mapy te nie pokrywają obszaru całego kraju.

W przypadku wielu małych zlewni dane dotyczące wód podziemnych są na ogół skąpe. Z taką sytuacją mamy do czynienia w zlewni górnej Zgłowiączki, gdzie brak stacjonarnych punktów monitoringu wód podziemnych. Najbliższe otwory badawcze położone są poza zlewnią i dają tylko ogólny obraz regionalnych zmian stanów wód podziemnych, podobnie jak *Mapy hydrograficzne w skali 1:50000* i *Mapy hydrogeologiczne Polski w skali 1:50000*.

Do opracowania mapy wód podziemnych analizowanej zlewni wykorzystano *Mapy topograficzne w skali 1:10000* (PUW 1965) dostępne na stronach internetowych Geoportalu (www.geoportal.gov.pl), *Mapę hydrograficzną w skali 1:50000* – arkusze N-34-122A (Radziejów) i N-34-122B (Brześć), z których odczytano współrzędne punktów pomiarowych i rzędne zwierciadła wód powierzchniowych i podziemnych. Zebrana baza danych zawiera informację przestrzenną o 332 punktach. Dane te poddano procedurze interpolacji metodą krigingu (przyjmując wykładniczy model semiwariogramu) uzyskując mapę hydroizohips o rozdzielczości przestrzennej (poziomej) 30 m (rys. 3). Mapa rzędnych położenia zwierciadła wód podziemnych pozwoliła na wyznaczenie działu wód podziemnych zlewni. Obliczenia wykonano za pomocą programu ArcMap10.



Rys. 3. Zwierciadło wód podziemnych pierwszego horyzontu wodonośnego w zlewni górnej Zgłowiączki

Uzyskana mapa daje zarys ukształtowania zwierciadła wód podziemnych – drenażu podpowierzchniowego wraz ze wskazaniem przypuszczalnego kierunku nawiązującego do budowy geologicznej podłoża, która kształtuje podstawę fali wezbraniowej. Porównanie mapy hydroizohips z mapą topograficzną potwierdza niezgodność zasięgu zlewni podziemnej z powierzchniową (rys. 3). Moduł niezgodnych powierzchni obejmuje obszar 37 km², czyli około 40% obszaru. Zlewnia podziemna jest o ok. 26 km² większa od zlewni powierzchniowej. Niezgodność ta jest szczególnie zaznacza się na południu i zachodzie analizowanego obszaru. Zalewnia podziemna obejmuje obszary bezodpływowe, bądź takie, w których włączono sztuczną sieć odpływu powierzchniowego.

W północnej części zaznacza się większy zasięg zlewni topograficznej względem granic zlewni podziemnej (o ok. 11 km²). Wynika to z włączenia do obiegu powierzchniowego zlewni bezodpływowych przez sieć rowów melioracji szczegółowych.

Niezgodność przebiegu i zasięgu zlewni podziemnej i powierzchniowej wynika z hydrodynamiki wód podziemnych i ma wpływ na ich położenie. Średnia rzędna zwierciadła wód podziemnych w granicach wyznaczonych przez topograficzny dział wodny wynosi 89,9 m n.p.m. (odchylenie standardowe 2,8), w granicach zlewni podziemnej zaś 90,7 m n.p.m. (odchylenie standardowe 3,4). Skrajne wartości położenia zwierciadła wód podziemnych w obu przypadkach są podobne i wynoszą – maksymalna 99,7 m n.p.m., a minimalna 81,3 m n.p.m. Niezgodność przebiegu

granic zlewni dotyczy zatem obszarów z najwyższym położeniem zwierciadła wód podziemnych i co za tym idzie największymi jego spadkami. Często są obszary pozbawione sieci odpływu powierzchniowego, na których głębokość do zwierciadła wód podziemnych nie przekracza zazwyczaj 2 m.

Niezgodność zasięgu zlewni może wpływać na wielkość odpływu i jego fazy oraz weryfikację modelu opad-odpływ (Peschke i in. 2000). Jest to ważny etap modelowania – zdekomponowania siatki obliczeniowej w relacji opad-odpływ.

Dodatkowym elementem, który należałoby uwzględnić w matematycznym opisie relacji opad-odpływ jest podpowierzchniowy system drenarski istniejący w wielu zlewniach rolniczych. Utrudnia modelowanie procesu obiegu wody w zlewni, gdyż zaburza przebieg i następstwa naturalnych procesów hydrologicznych (Ribolzi i in. 2000). Zlewnia górnej Zgłowiączki jest w znacznym stopniu zmeliorowana za pomocą otwartych rowów i kanałów, jak i podziemnym systemem drenarskim. W przypadku użytków rolnych średnia głębokość drenowania wynosi od 0,8 do 1,5 m. W związku z tym można przyjąć, że zmiany zwierciadła wód podziemnych utrzymują się poniżej tej głębokości. W celu niezbędnego rozpoznania warunków odprowadzania wody ze zlewni systemami drenarskimi należy dokładnie określić głębokość i rozstaw drenów dostosowanych do typu gleb oraz zasięgu systemów drenowania.

4. WNIOSKI

Określenie granic hydrologicznej jednostki przestrzennej, jaką jest zlewnia, to podstawowym zadaniem w procesie matematycznego modelowania odpływu maksymalnego. Ewentualne błędy oszacowania powierzchni zlewni przekładają się z kolei na błędy w ocenie wejścia do modelu (np. opad atmosferyczny) i w wynikach modelowania. Wyznaczenie granic topograficznych zlewni i jej struktury wewnętrznej nigdy nie należało do zadań prostych, szczególnie na obszarach młodoglacjalnych, i pozostawało w związku z wiarygodnością materiałów wejściowych (mapy topograficzne). Coraz szersze stosowanie GIS i coraz większe możliwości wykorzystania rozmaitych źródeł danych (cyfrowe mapy topograficzne, modele terenu, zdjęcia lotnicze czy zobrazowania satelitarne) wymaga jednak szczególnej ostrożności. Rozdzielczość dostępnych danych topograficznych, ich aktualność i wiarygodność jest bardzo różna. Z kolei wyniki wyznaczania granic zlewni i jej struktury z wykorzystaniem GIS też nie są pozbawione błędów. Biorąc pod uwagę te dwa czynniki należy mieć świadomość możliwych błędów modelowania, które mogą wynikać z niewłaściwie dobranych i przygotowanych materiałów wejściowych (np. niezgodność skali opracowania z rozdzielczością przestrzenną danych).

Sporządzenie szczegółowego podziału hydrograficznego zlewni na obszarach młodoglacjalnych często napotka szereg trudności. Wynika to z ograniczonej dostępności materiałów kartograficznych o zadowalającej aktualności i dokładności. Na mapach w różnej skali widoczne są wyraźne niezgodności rysunku rzeźby, mimo jednakowego cięcia poziomicowego. Dotyczy to szczególnie zagłębień bezodpływowych, które znajdują się na mapie w skali 1:10000, natomiast w skali 1:25000 są przedstawione jako obszary czynne. Na mapach topograficznych i *Mapie Podziału Hydrograficznego Polski* (2006) pojawiają się znaczące niezgodności sieci hydrograficznej – cieków i zbiorników wodnych. Co więcej, w niektórych bazach danych, bezodpływowość zlewni małych i średnich jest pomijana lub trudna do ustalenia.

Stosowanie cyfrowego modelu terenu o słabej rozdzielczości przestrzennej wyklucza zatem stosowanie wyłącznie automatycznej procedury generowania sieci cieków i podziału hydrograficznego obiektu modelowanego. W przypadku wątpliwości co do zasięgu zlewni i podziału wewnętrznego systemu hydrograficznego należy przeprowadzić kartowanie terenowe o dużej szczegółowości. Kartowanie powinno również obejmować szczegółowe rozpoznanie stanu wód podziemnych.

Skomplikowana budowa geologiczna powoduje niezgodność działu wód powierzchniowych ze zlewnią podziemną. Ma to wpływ na wielkość odpływu i jego fazy oraz weryfikację modelu opad-odpływ. Dodatkowym elementem mającym wpływ na dokładność modeli jest podpowierzchniowy system drenarski istniejący w wielu zlewniach rolniczych.

Przedstawiony przykład zlewni górnej Zgłowiączki ilustruje rozbieżności w szacunkach powierzchni i struktury wewnętrznej zlewni prowadzonych różnymi metodami, na podstawie różnych źródeł danych przestrzennych. Wszystko to wskazuje, że wciąż niezastąpione pozostają manualne metody wyznaczania przebiegu działów wodnych na możliwie dokładnych materiałach kartograficznych.

APPLICATION OF GIS IN MODELING OF THE DRAINAGE STRUCTURE IN THE CATCHMENT

Summary

Application of GIS in mathematical modeling of extreme runoff formation in the catchment often involves the use of spatial data digital databases. However, automatic procedures of data analysis used for identification of hydrologic model parameters should be applied carefully. This especially refers to catchment's boundary delimitation and its internal structure identification. This paper presents an upper Zgłowiączka river catchment case study and example of digital data application (topographic maps, terrain models, aerial photographs and satellite images). Investigated freely available elevation data (i.e. SRTM) and automatic procedures for surface and groundwater catchments delimitation, stream network definition and sinks delimitation may be sources of potential errors. Discrepancy between upper Zgłowiączka river catchment's parameters derived from manual methods and automatic procedures may have significant impact on hydrologic modeling results and their reliability. Particular attention should be paid to adjusting spatial resolution of the input data to accuracy of the mathematical model.

BIBLIOGRAFIA

- Bogdanowicz E., Strupczewski W. G., Kochanek K., 2008, *Zastosowanie modelu przepływ – czas trwania – prawdopodobieństwo nieprzekroczenia do opisu charakterystyk szczytowych części fal wezbraniowych*, Przegląd Geofizyczny, vol. LIII, z. 3-4, s. 263 – 288.
- Creutin J.D., Borga M., 2003, *Radar hydrology modifies monitoring of flash-flood hazard*, Hydrological Processes, 17, s. 1–4.
- Gądek W., 2002, *Eliminacja elementów podobnych w zdekomponowanej siatce obliczeniowej w modelu WISTOO*, XXX Szkoła "Współczesne zagadnienia hydrologii", KGW PAN, Warszawa, s. 123 – 132.
- Kraemer C., Panda S.S., 2009, *Automating ArchHydro for Watershed Delineation*, Proceedings of the 2009 Georgia Water Resources Conference, University of Georgia

- Lenartowicz M., Gutry-Korycka M., 2009, *Regionalne uwarunkowania reakcji rzek na deszcze nawalne w warunkach rzeczywistych i w perspektywie globalnego ocieplenia klimatu*, Prace i studia Geograficzne UW, t. 43, s. 49 – 80.
- Longley P. A., Goodchild M. F., Maguire D. J., Rhind D. W., 2005, *Geographical Information Systems and Science*, Wiley & Sons, Chichester.
- Mapa Podziału Hydrograficznego Polski*, 2006, KZGW, Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej, Warszawa.
- Maidment D., 2002, *ArcHydro GIS for water Resources*, ESRI Press, Redlands.
- Peschke G., Etzenberg C., Muller G., 2000, *Experimental analysis of different runoff generation mechanisms*, Technical Documents in Hydrology, 37, s. 203–207.
- Ribolzi O., Aundrieux P., Valles V., Bouzigues R., Bariac T., Voltz M., 2000, *Contribution of groundwater and overall flows to storm flow generation in the cultivated Mediterranean catchment. Quantification by natural chemical tracing*, Journal of Hydrology, 233, s. 241–251.
- Sobolewski W., 2000, *Wyznaczanie działów wodnych w dorzeczu Wisły metodą analizy wysokościowego modelu numerycznego*, Gospodarka Wodna, nr 10.
- Śmietanka M., Śliwiński D., Brzozowski J., 2009, *Komputerowe wspomaganie tworzenia pasów buforowych i wyznaczania ich efektywności*, Problemy Inżynierii Rolniczej, 1/2009, s. 61 – 71.
- Wasilewski M., Chormański J., 2009, *The Shuttle Radar Topography Mission Digital Elevation Model as an alternative data source for deriving hydrological characteristics in lowland catchment – Rogożynek catchment case study*, Ann. Warsaw Univ. of Life Sci. – SGGW, Land Reclam. No. 4, 2009, s. 71 – 82.

Ewa BOGDANOWICZ

Ośrodek Hydrologii
Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej – PIB

PRAKTYCZNE ASPEKTY WYZNACZANIA CHARAKTERYSTYK PROJEKTOWYCH WIELKICH WÓD

*You need to find a way to say, precisely what you mean...
Supercalifragilisticexpialidocious!*
Mary Poppins

1. WPROWADZENIE

W Polsce od lat 60. jako charakterystyki projektowe do projektowania wszelkich budowli i urządzeń narażonych na niszczące działanie wielkich wód lub przed tym działaniem zabezpieczających oraz w ocenie ryzyka i planach biernej i czynnej ochrony przeciwpowodziowej wykorzystuje się kwantyle rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych, których rząd determinuje klasa obiektu albo akceptowalny poziom zagrożenia powodziowego. Na scenie metod analizy częstości powodzi działają trzej główni aktorzy: teoretycy – statystycy, służba hydrologiczna oraz praktycy – projektanci. Ich role utrwaliły się wraz z instytucjonalnym podziałem obszarów działalności i odpowiedzialności w strukturze placówek naukowych, biur projektowych, sieci pomiarowych i opracowywania danych hydrologicznych. Dawniej wspólną scenę działań określały zasady obliczeń i przepisy wykonawcze o różnym stopniu obligatoryjności. Wydaje się, że rozwój i postępująca specjalizacja wiedzy, a przede wszystkim zmiana systemu finansowania nauk podstawowych i stosowanych oraz odejście od opracowywania krajowych norm obliczeniowych ograniczyły ten dialog i pozbawiły treści współpracę. Odnosi się wrażenie, że dialog i współpracę nieodzowne do odpowiedniej realizacji procedur określania kwantyli projektowych zastąpiły przekrzykujące się monologi poszczególnych stron, a wspólna scena właściwie nie istnieje.

2. INTERAKCJE

W aplikacyjnym podejściu do analizy częstości powodzi zachodzą wzajemne interakcje między podejściem naukowym (metodycznym), inżynierskim i pomiarowym, z których wynikają konsekwencje dla praktyki projektowania. Dopiero uwzględnienie potrzeb i ograniczeń, oraz wykorzystanie możliwości poszczególnych dziedzin może doprowadzić do stworzenia spójnego systemu oszacowań kwantyli

projektowych obejmującego wszystkie sytuacje położenia profilu obliczeniowego w stosunku do sieci hydrologicznej. Do jego realizacji niezbędny jest przepływ informacji – dialog pomiędzy aktorami.

Wiele nieporozumień i kontrowersji związanych z określaniem charakterystyk projektowych (przede wszystkim maksymalnych przepływów rocznych o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia, ale również innych wartości ekstremalnych, np. maksymalnych opadów w zadanym czasie), z krytycznymi uwagami profesora Klemeša (2000) na czele, wynika z utożsamiania dwóch, z pozoru identycznych, ale różnych zagadnień:

- określania charakterystyk projektowych;
- wyznaczania kwantyli rozkładów prawdopodobieństwa;

podczas gdy pokrywają się one tylko częściowo, a ich cele i uwarunkowania są inne.

Utożsamianie wymienionych wyżej zagadnień prowadzi do dominacji statystyki matematycznej i aspektów teoretycznych w procesie tworzenia metod określania charakterystyk do projektowania, a bywa, że przepisem na rozwój metodyki jest wprowadzenie do praktyki kolejnego rozkładu prawdopodobieństwa wartości maksymalnej bez holistycznej analizy całości zagadnienia i badania wpływu na istniejącą i planowaną infrastrukturę.

Oczywiście, kwantyle rozkładu maksymalnych przepływów rocznych i sezonowych są wykorzystywane jako charakterystyki projektowe, ale waga i interpretacja im przypisywane są odmienne, gdy patrzy na nie statystyk-teoretyk, „hydrolog stosowany” i projektant.

Statystyka jest nauką indukcyjną, której głównym celem jest wnioskowanie odnośnie do nieobserwowanych wielkości na podstawie danych o wielkościach obserwowanych. Z metodycznego punktu widzenia zagadnienie określania kwantyli maksymalnych przepływów w profilu kontrolowanym wymaga badań własności statystycznych danych o maksymalnych przepływach (stacjonarność, jednorodność, losowość), wyboru odpowiedniego modelu probabilistycznego, dokonania estymacji parametrów modelu na podstawie próby oraz wyznaczenia przedziałów ufności kwantyli. Zatem, dla statystyka zajmującego się analizą częstości powodzi interesujące będą badania teoretyczne nad wymienionymi zagadnieniami, ocena istniejących oraz tworzenie nowych, bardziej efektywnych metod i rozwiązań. W poszukiwaniu prawdy chętnie wykorzysta w swoim warsztacie pracy np. eksperymenty Monte Carlo do badania granicznych właściwości procedur wyboru modelu i metod estymacji oraz błędów systematycznych i losowych. Otrzymane wyniki szczegółowo przetestuje na kilku przypadkach danych rzeczywistych, wykorzystując przywilej braku presji czasowej charakterystyczny dla analiz typu *case study*. Jego osiągnięcia teoretyczne przedstawione w publikacjach bywają jednak zbyt hermetyczne, aby mogły być wykorzystane praktycznie, przez co są właściwie niedostępne dla praktyków, jeśli nie towarzyszą im łatwe w obsłudze pakiety oprogramowania.

Praktyk – projektant z reguły nie jest zainteresowany zawiłościami metod statystycznych ani hydrologicznej kuchni opracowywania danych i obliczeń. Tak naprawdę, jako wartość miarodajna, potrzebna mu jest tylko odpowiednio duża, racjonalna wartość przepływu. Jako charakterystykę projektową łatwo mu zaakceptować przepływ maksymalny o danym okresie powtarzalności, głównie z powodu sugestywnego, przekonywującego i łatwego w interpretacji pojęcia okresu powtarzalności – woda stuletnia średnio przewyższana raz na sto lat. Jako wartość miarodajną do projektowania chciałby mieć jedną liczbę ewentualnie uzupełnioną informacją o przedziale jej niepewności w postaci np. przedziału ufności. Ponadto oczekuje, jednoznacznych zasad obliczeń i względnej stabilności wyników, co stanowi dla

niego podstawę do twierdzenia, że projektowana konstrukcja będzie bezpieczna i niezawodna w przyjętym horyzoncie czasowym. Oczekuje również logicznej zmienności charakterystyki projektowej wzdłuż biegu rzek. Tymczasem mnogość metod określania kwantyli projektowych, nawet w sytuacji zlewni kontrolowanych, gdy istnieją odpowiednio długie serie obserwacyjne, powoduje naturalną niejednoznaczność wyników. Zależnie od ośrodka realizującego zamówienie projektanta na określenie wartości przepływu miarodajnego otrzyma on inne wartości przepływu. Jest to dla projektanta sytuacja niezwykle trudna, bo czuje, że na niego przerzucono ciężar odpowiedzialności za niepewność metod i danych.

Hydrolog dostarczający dane i wykonujący obliczenia charakterystyk projektowych patrzy na problem przez pryzmat dokładności danych. Zdając sobie sprawę ze wszystkich źródeł niepewności w metodach pomiaru i opracowania danych o wielkich przepływach rzek, będzie sceptycznie odnosił się do zbyt złożoności stosowanych metod statystycznych preferując proste rozwiązania. Presja czasu, pod jaką działa prowadząc obliczenia, nie pozwala mu na zbyt głębokie dociekania i badanie wyników w profilach podłużnych rzek. Będzie skłaniał się do koncepcji kompleksowych obliczeń, okresowo wykonywanych i aktualizowanych w miarę przyrostu informacji przez wyspecjalizowany zespół badawczy, który zweryfikuje rezultaty w strukturze sieci rzecznej.

Tak więc, obsada na scenie analizy częstości powodzi wydaje się następująca: w roli Możliwości występują statystycy, w roli Potrzeb – projektanci, a w roli Ograniczeń – hydrologi.

Aby prowadzić wiarygodne wnioskowanie statystyczne potrzebne są istotne założenia o powiązaniach danych obserwowanych i nieobserwowanych. Jednym z takich założeń jest założenie o prostocie, spójności i jednorodności natury. Dla filozofów założenie takie jest, w pewnym sensie, podobne do tzw. hipotezy *green* (wszystkie szmaragdy są zielone) i hipotezy *grue* (wszystkie szmaragdy są *grue*). *Grue* to stworzony przez Goodmana (1955) neologizm, który oznacza cechę danego obiektu. Mówimy że *X* jest *grue* wtedy i tylko wtedy, gdy *x* jest *green* i takie było obserwowane przed czasem *t* lub *x* jest *blue*, ale nie było obserwowane przed czasem *t*. Obie hipotezy *green* i *grue* są w jednakowym stopniu zgodne z danymi obserwacyjnymi, ale różne. Którą należy więc przyjąć, a którą odrzucić? Ten przykład wskazuje, że w rzeczywistości robimy, zwykle niekwestionowane, założenia odnośnie do tego, w jaki sposób świat jest prosty, spójny i jednorodny. Wynikają z tego różne paradygmaty badawcze i dyskusja o tym, które założenia i podejście do metod indukcyjnego wnioskowania statystycznego jest właściwe.

Krytyka dotycząca możliwości prawidłowego określenia przepływów o dużym okresie powtarzalności, np. 500 lat i więcej, wymaganych przez ustawę jako wartość przepływu kontrolnego, jest zasadna, powszechna i wielostronna. Ekstremalne powodzie i ich przyczyny są z natury elementami odstającymi w wieloletnich seriach danych obejmujących w swojej głównej masie powodzie typowe. Do charakterystyk tych typowych powodzi dopasowuje się rozkład prawdopodobieństwa. Abstrahując od problemu wyboru rozkładu, obliczenia kwantyli odpowiadających dużym okresom powtarzalności są równoznaczne z ekstrapolacją dynamiki typowych powodzi na te prawdziwie ogromne i wyjątkowe, co musi budzić uzasadnione wątpliwości. Podobnie, jak problem przypisania im właściwego, empirycznego prawdopodobieństwa przewyższenia. A wszystko to w warunkach zmieniającego się środowiska i zmian klimatu.

Może więc warto spojrzeć na problem trochę inaczej i bardziej pokornie. Ponieważ nie ma możliwości określenia prawdziwego rozkładu prawdopodobieństwa

maksymalnych przepływów rzek i nie można drogą ustawy, czy rozporządzenia wprowadzić takiego prawdziwego rozkładu, może warto zgodzić się na bardziej pragmatyczną definicję przepływów projektowych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia nie utożsamiając ich z wartościami prawdziwymi, a jedynie określonymi dla potrzeb projektowania odpowiednio dużymi liczbami. W tym celu wskazane byłoby ustalenie rozkładu prawdopodobieństwa, metody estymacji i sposobu uwzględniania niepewności oszacowania, aby cały system obliczeń mógł być spójny, kontrolowalny i weryfikowalny. Należy przy tym rozważyć, czy powinny być to ścisłe zasady, czy raczej wskazówki do wykonania obliczeń. Niezależnie od odpowiedzi na to pytanie, obliczanie charakterystyk projektowych stałoby się bardziej zagadnieniem hydrologicznym niż statystycznym. Nie oznacza to w żadnej mierze nawoływania do zaprzestania badań teoretycznych, doskonalenia metod pomiarowych i zasad projektowania, a jedynie przyznanie sobie prawa do racjonalnej ignorancji, którą możemy stosować wtedy, gdy koszt uzyskania informacji istotnej dla podjęcia decyzji jest wyższy niż oczekiwana wartość korzyści, przez co nieracjonalne jest jego poniesienie.

3. MONOLOG HYDROLOGA – NIEPEWNOŚĆ DANYCH

Jak to zostało powiedziane, hydrolog patrzy na określanie kwantyli projektowych przez pryzmat dokładności danych o wielkich przepływach rzek. Oczywiście każda analiza hydrologiczna jest tylko pewnym przybliżeniem, ale celowe byłoby ocenić, jaką rolę odgrywa w nim niedokładność wykorzystanych danych.

Błąd oceny kwantyli wyższych rzędów (projektowych) wynika z szeregu czynników:

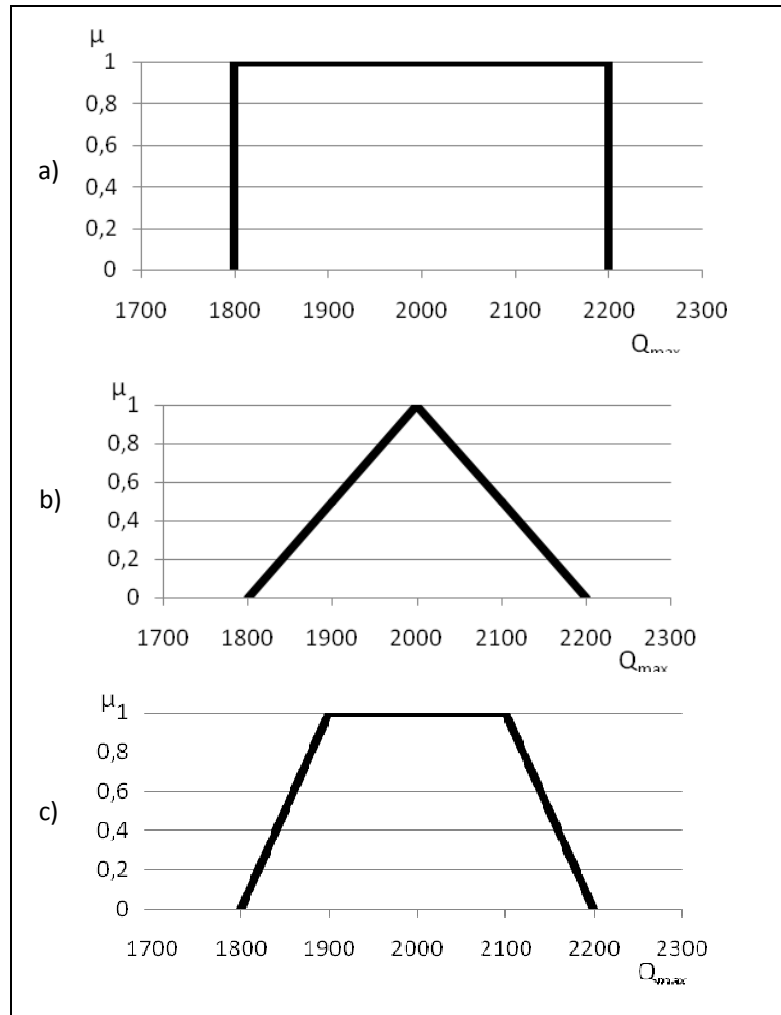
- nieadekwatności modelu (błąd specyfikacji)
- własności użytej metody estymacji parametrów
- liczebności próby
- liczby parametrów modelu

oraz niedokładności danych, która, towarzysząc każdemu pomiarowi, rzadko bywa uwzględniana zarówno w analizie częstości powodzi, jak i w ogóle, w teorii i praktyce opracowań statystycznych. Tymczasem oceny wielkich przepływów rzek, mimo znacznego postępu w hydrometrii, jaki dokonał się na przestrzeni ostatnich lat dzięki stosowaniu w Polskiej Służbie Hydrologicznej nowoczesnych technologii ADCP nadal pozostają niepewne. Wynika to z gwałtowności reakcji hydrologicznej rzek (zwłaszcza górskich) i konieczności zapewnienia bezpieczeństwa ekipom pomiarowym. Często oszacowania maksymalnych przepływów (zwłaszcza tych największych) nie dokonuje się na podstawie bezpośredniego pomiaru przepływu kulminacyjnego fali wezbraniowej, ale są one wynikiem odczytanym z ekstrapolowanej krzywej natężenia przepływu i w związku z tym przenoszą i intensyfikują wszystkie niepewności z nią związane.

Uwzględnienie niepewności maksymalnych przepływów rzek w wynikach estymacji parametrów rozkładów prawdopodobieństwa metodą największej wiarygodności może być dokonane przez przyjęcie, że maksymalny przepływ jest liczbą rozmytą o prostokątnej, trójkątnej lub trapezowej funkcji przynależności (rys. 1).

W procedurze estymacji parametrów rozkładu prawdopodobieństwa rozmycie elementów serii pomiarowej przenosi się na rozmycie estymowanych parametrów i kwantyli projektowych. Funkcje przynależności parametrów modelu i kwantyli można wyznaczyć metodami α -przekrojów funkcji przynależności i zagnieżdżonych

przedziałów (Wu 2003) lub innych tzw. miękkich metod stosowanych w rozpoznawaniu obrazów i sztucznej inteligencji (Wang, Wang 2011).

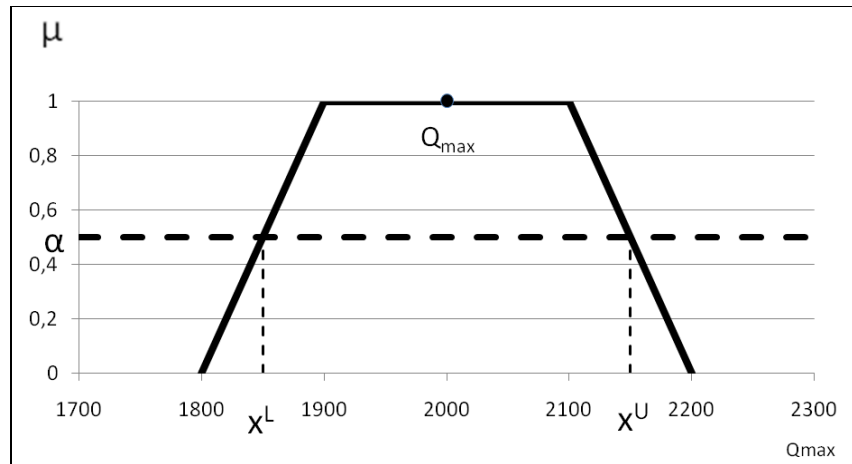


Rys. 1. Typowe funkcje przynależności: prostokątna (a), trójkątna (b) i trapezowa (c), używane w analizie zbiorów rozmytych

Jeżeli zmienna losowa Q_{max} ma rozkład prawdopodobieństwa F z parametrami θ , a X^L i X^U odpowiadające ustalonym wartościom funkcji przynależności, α , mają ten sam rozkład z parametrami odpowiednio θ^L i θ^U dla wszystkich $\alpha \in [0;1]$, to można wyznaczyć funkcje przynależności parametrów na podstawie ich zagnieżdżonych α -przekrojów A_α , w postaci:

$$A_\alpha = \left[\min \left(\inf \widehat{\theta}_\beta^L, \inf \widehat{\theta}_\beta^U \right), \max \left(\sup \widehat{\theta}_\beta^L, \sup \widehat{\theta}_\beta^U \right) \right]$$

gdzie wszystkie wartości infimum i supremum są wzięte względem $\beta \in [\alpha;1]$ (rys. 2).



Rys. 2. Funkcja przynależności, μ , rozmytej wartości Q_{\max} i jej α -przekrój

Obliczenia potwierdzają, że rozmyty charakter zmiennej losowej powoduje, że błąd estymacji kwantyli jest większy niż w przypadku, gdy dane traktuje się jako dokładne. Widać to na przykładzie obliczeń dla serii przepływów maksymalnych rocznych w Warszawie pochodzących z okresu 1921-2010, a więc obejmującej 90 lat obserwacji. Metodą największej wiarygodności estymowano parametry rozkładu Weibulla (EV3) w trzech przypadkach:

- traktując dane jako dokładne,
- traktując dane jako liczby rozmyte o symetrycznej, trapezowej funkcji przynależności, gdzie górna podstawa odpowiada błędowi $\pm 5\%$ wartości przepływu, a dolna $\pm 10\%$ (wariant 1)
- traktując dane z okresu 1951-2010 tak jak w wariacie 1, a dane z okresu 1921-1950 jako liczby rozmyte o symetrycznej, trapezowej funkcji przynależności, gdzie górna podstawa odpowiada błędowi $\pm 10\%$, a dolna $\pm 20\%$ (wariant 2).

Przyjęte funkcje przynależności są raczej optymistycznym szacunkiem niedokładności danych i stanowią pierwszą próbę jej opisu przy pomocy zbiorów rozmytych.

Wyniki przedstawiono w tablicy 1.

Tablica 1

Wyniki analizy wpływu niepewności danych na niepewność kwantyla $Q_{\max 1\%}$

Stacja hydrologiczna	Okres obserwacji	Rozkład/metoda estymacji	$Q_{\max 1\%}$ ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$)	Szerokość przedziału ufności na poziomie 68% ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$)	Łączna niepewność kwantyla	
					Wariant 1 ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$)	Wariant 2 ($\text{m}^3 \text{s}^{-1}$)
Warszawa-Nadwiłnówka śl.	1921-2010	Weibull (EV3)/MNW	6700	1000	1400	2200

Łączna niepewność kwantyla w pierwszym wariacie obliczeń wzrosła o 40% w stosunku do klasycznego przedziału ufności. W wariacie drugim o 120%.

Wielkość błędu kwantyli projektowych wynikająca z niedokładności (rozmycia) elementów serii obserwacyjnej w stosunku do błędu wyrażonego przez klasyczny przedział ufności będzie przedmiotem dalszych badań. Wnioski z analizy niepew-

ności oszacowań kwantyli indukowanej przez niepewność danych będą również wykorzystane do wskazania ograniczeń oraz oceny błędu wynikającego z mylnej specyfikacji rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych.

4. PODSUMOWANIE

W roku 1910 inż. Tadeusz Baecker i inż. Kazimierz Maćkowski zaprojektowali zapórę w Porąbce, obecnie jedną z najstarszych zapór w Polsce. Projekt został skorygowany przez byłego Prezydenta II Rzeczypospolitej Gabriela Narutowicza według jego projektu zapory na rzece Aar w Muhleberg w Szwajcarii. Budowę rozpoczęto w 1921 roku. Postępowała ona bardzo wolno skutkiem szczupłości udzielanych kredytów. Dopiero w 1934 roku podjęto roboty na szerszą skalę i ukończono budowę z końcem 1936 r. Jeżeli porównać dostępne wówczas dane hydrologiczne z dzisiejszą informacją o stanach i przepływach rzek oraz ówczesną i współczesną wiedzę statystyczną, nie mówiąc już o możliwościach obliczeniowych, to takie porównanie wzbudza szacunek dla projektantów i ich wyczucia hydrologicznego. Czy ceną, którą płacimy za rozwój, jest strata tego wyczucia?

PRACTICAL ASPECTS OF DETERMINING DESIGN FLOOD CHARACTERISTICS

Summary

This paper presents some practical aspects of flood design characteristics calculations. The role of cooperation among key actors on the stage of the flood frequency analysis: statisticians, hydrologists and designers has been highlighted. The paper discusses the interactions between the scientific approach (methodology) and engineering and hydrometric approaches, which takes the consequences in the practice of engineering design.

The method to take account of inaccuracies in the input data and their consequences for the practice of design are presented.

BIBLIOGRAFIA

- Goodman N., 1955, *Fact, Fiction, Forecast.*, Cambridge, Massachusetts: Harvard UP
- Klemeš V., 2000, *Common Sense and Other Heresies.* Canadian Water Resources Association, PO Box 1329, Cambridge, Ontario N1R 7G6, Canada
- Wang D, Wang J., 2011, *A fuzzy estimation of fuzzy parameters with rational number cuts.* Nonlinear Mathematics for Uncertainty and its Application. Advanced in intelligent and soft computing, vol. 100
- Wu, H.C., 2003, *The fuzzy estimators of fuzzy parameters based on fuzzy random variables.* European Journal of Operational Research 146, 101–114

Tamara TOKARCZYK, Laura RADCZUK

Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej PIB,
Oddział we Wrocławiu

OBLICZANIE PRZEPIŹYWÓW O OKREŚLONYM PRAWDOPODOBIENSTWIE PRZEWYŻSZENIA NA POTRZEBY OPRACOWANIA MAP ZAGROŻENIA POWODZIOWEGO W RAMACH PROJEKTU ISOK

1. WPROWADZENIE

W polskich warunkach klimatycznych gwałtowne zmiany natężenia przepływu wywołane są najczęściej intensywnymi opadami deszczu oraz gwałtownym topnieniem pokrywy śnieżnej. Wezbrania mogą występować sezonowo i mieć charakter długotrwały lub gwałtowny, a ich przebieg zależy przede wszystkim od wielkości i czasu trwania opadu. Ważnym czynnikiem decydującym o przebiegu wezbrania jest wielkość i charakter zlewni. Zlewnie o dużym spadku, małej przepuszczalności i retencyjności gruntu sprzyjają występowaniu intensywnego spływu powierzchniowego i gwałtownych wezbrań (Radczuk i in. 2001). Wezbrania są zjawiskiem naturalnym, a cech powodzi nabierają po przekroczeniu ustalonego przepływu nieszkodliwego (najczęściej ustalany na poziomie wody brzegowej) oraz spowodowaniu strat w odniesieniu do życia ludzi oraz mienia. Stopień zagrożenia powodzią jest determinowany gęstością zaludnienia, sposobem użytkowania dolin i terenów zalewowych, infrastrukturą techniczną, komunikacyjną itp. Skalę powodzi najczęściej uzależnia się od wielkości strat przez nią wywołanych i odnoszących się do życia ludzkiego, zniszczenia mienia, strat w gospodarce oraz strat w ujęciu społecznym, np. dezorganizacji życia społecznego.

W ramach projektu Informatyczny System Osłony Kraju przed nadzwyczajnymi zdarzeniami (ISOK) realizowanego przez IMGW PIB wykonywane są mapy zagrożenia powodziowego oraz mapy ryzyka powodziowego dla obszaru Polski według jednolitej metodyki. Zgodnie z „Metodyką opracowania map zagrożenia powodziowego” wykonaną na zlecenie KZGW w 2009 r. mapa zagrożenia powodziowego przedstawia zasięg strefy zalewu powodziowego wyznaczonej w oparciu o zasady statystyki matematycznej (prezentujących wezbranie o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia) lub inny przyjęty scenariusz powodziowy (np. awaria obwałowań, zapory). Mapy zagrożenia powodziowego opracowuje się dla 3 scenariuszy związanych z prawdopodobieństwem wystąpienia powodzi:

- niskiego – $Q(0,2\%)$
- średniego – $Q(1\%)$,
- wysokiego prawdopodobieństwa – $Q(10\%)$.

Okresy, gdy odpływ ze zlewni odbywa się w postaci fal wezbraniowych, mają istotne znaczenie w budowaniu systemów ochrony przed powodzią. Wartości ekstremalne tych fal są zwykle obok ekonomiki kryteriami określającymi m.in. warunki zrzutu ze zbiorników wodnych, wysokości rzędnych korony wałów przeciwpowodziowych, rozmiary mostów, wymiary budowli hydrotechnicznych i rzutują na wiele innych problemów projektowych. Przy projektowaniu tych obiektów, których uszkodzenie może oznaczać stratę życia ludzkiego, pojęcia prawdopodobieństwa przewyższenia przepływu maksymalnego oraz hydrogramu wezbrania miarodajnego i kontrolnego są podstawą oceny ryzyka zagrożenia dla życia, mienia i środowiska.

2. OCENA PRZEPIYWÓW MAKSYMALNYCH

Metody statystyczne są szczególnie użyteczne w naukach przyrodniczych, gdzie zakres zmienności danych bywa szeroki, a liczba obserwacji jest często ograniczona. Analiza statystyczna może w takich przypadkach dostarczyć ilościowego oszacowania istotności wyników (Rao 1994). Modele statystyczne, bowiem, mimo znacznego postępu w dziedzinie modeli fizycznych oraz metod numerycznych, wciąż stanowią podstawę warsztatu pracy hydrologów praktyków, projektantów urządzeń hydrotechnicznych, służb ochrony cywilnej, ekologów i decydentów. Za pomocą metod rachunku prawdopodobieństwa na podstawie znajomości charakterystyk losowych i relacji między nimi opracowujemy model probabilistyczny, który jest odtworzeniem charakterystyk probabilistycznych przepływów maksymalnych (Hosking i Wallis 1997; Chow i in. 1988). Dysponując zbiorem danych, w pierwszej kolejności wyciągamy wnioski dotyczące interesującej nas populacji obliczając podstawowe charakterystyki badanej cechy: miarę położenia (średnią, modalną, medianę, interesujące kwantyle), miarę zmienności (odchylenie standardowe, odchylenie ćwiartkowe), miarę asymetrii. Znając rodzinę rozkładów stosowanych do modelowania wartości ekstremalnych, przeprowadza się interesujące nas testy statystyczne. Powszechnie stosuje się metody parametryczne (Kaczmarek 1977; Stedinger i in. 1992; Strupczewski i in. 2001, 2002; Mitosek i in. 2006). Metody parametryczne mają jednakże dość poważne wady. Ich stosowanie opiera się często na dość mocnych założeniach dotyczących populacji generalnej, nie zawsze spełnionych, czy możliwych do weryfikacji. Model parametryczny jest więc na ogół idealnym modelem przybliżonym, jedynie aproksymującym rzeczywistość. Inną nie mniej ważną przyczyną ostrożnego stosowania metod parametrycznych są tzw. obserwacje odstające, których wpływ na wyniki jest zwykle dość istotny. Wartości danych wyraźnie odstających mogą być zarówno wynikiem błędów pomiarowego, jak i poprawnymi wartościami pochodzącymi jednak z innej populacji. Tak jest w przypadku niestarannej wstępnej klasyfikacji danych.

Pojęcie wezbrania (w tym przypadku Q_{\max}), chociaż stosowane w hydrologii od dawna i powszechnie, jest umowne. Według Ozga-Zielińskiej (1997) „wszelkie próby ustalenia genetycznej definicji wezbrania są bezcelowe, gdyż z założenia są one merytorycznie nieuzasadnione”.

Występowanie obserwacji odstających i wykrycie ich przyczyny jest niezwykle ważne dla analizy statystycznej. Obserwacje tego typu mogą istotnie zmienić końcowy wynik analizy, a ich lekceważenie może być bardzo groźne w skutkach. Do ujemnej strony stosowania modeli parametrycznych należy również nie zawsze w praktyce spełniony warunek niezależności.

Metody wyznaczania przepływów maksymalnych o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia opierają się na dopasowaniu znanych analitycznie

rozkładów prawdopodobieństwa do ciągów wartości obserwowanych przepływów maksymalnych rocznych (sezonowych). Zgodność rozkładu z danymi obserwacyjnymi sprawdza się wykorzystując teorię testów statystycznych. Rozróżnia się tu dwa przypadki:

1. Hipoteza statystyczna określa zarówno kształt rozkładu, jak i jego parametry.
2. Hipoteza dotyczy jedynie postaci matematycznej funkcji $p(x)$, natomiast parametry są szacowane za pomocą jednej z metod estymacji.

Teoria testów zgodności zajmuje się głównie pierwszym przypadkiem, a pewne jej wyniki mają także zastosowanie w drugim przypadku (Kaczmarek 1970).

Od szeregu lat prowadzone prace badawcze nad stosowaniem metod wyznaczania kwantyli przepływów maksymalnych zarówno dla zlewni kontrolowanych, jak i niekontrolowanych pod względem hydrologicznym. Dotychczas w IMGW były stosowane trzy metody wyznaczania przepływów maksymalnych o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia:

1. Metoda CUGW (Centralny Urząd Gospodarki Wodnej) opierająca się na trójparametrowym rozkładzie gamma (Pearsona typ III) z parametrami estymowanymi metodą kwantyli (CUGW 1969);
2. Metoda ROZKŁADY (metoda rozszerzona CUGW), w której typ rozkładu dobiera się spośród następujących: Pearsona typ III, log-normalny, Fischera-Tippetta, a parametry rozkładu estymuje metodą największej wiarygodności.
3. Metoda Alternatywy Zdarzeń (MAZ) (Ozga-Zielińska i in. 1999). W metodzie tej w pierwszym kroku dobiera się rozkład prawdopodobieństwa maksymalnych w roku przepływów pochodzenia roztopowego oraz rozkład prawdopodobieństwa maksymalnych w roku przepływów pochodzenia deszczowego, a następnie zakładając statystyczną niezależność przyczyn dobiera się rozkład prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych w roku.

Wydane w 1969 r. przez CUGW *Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie pojawienia się* stanowiły załącznik do zarządzenia prezesa CUGW z 9 lipca 1968 r. w sprawie obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie pojawienia się przy projektowaniu obiektów inżynierskich i urządzeń technicznych gospodarki wodnej w zakresie budownictwa hydrotechnicznego. W Polsce było to pierwsze zarządzenie normujące obliczenia przepływów maksymalnych rocznych o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia. Wprowadzenie w 1969 r. do hydrologii polskiej jako obowiązujących zasad obliczania stanowiło wówczas istotny postęp. Przyjęcie rozkładu Pearsona typu III i estymacji parametrów graficzną metodą kwantyli było najprostszym rozwiązaniem. Autorzy zdawali sobie jednak sprawę, że metoda ta nie we wszystkich sytuacjach pozwoli otrzymać poprawne wyniki i dopuszczali stosowanie do obliczeń innego typu rozkładu prawdopodobieństwa z przyjęciem jednej ze znanych wówczas metod szacowania parametrów.

Tematyką niestacjonarnej dwusezonowości zajmowali się badacze skupieni wokół Strupczewskiego (Strupczewski i in. 2009; Kochanek i in. 2011). Postawili tezę, iż niestacjonarne podejście sezonowe może dać dokładniejsze oszacowania kwantyli maksymalnych rocznych (stacjonarnych i niestacjonarnych) niż estymacja oparta na przepływach maksymalnych rocznych. Przyjęli założenie, że ciągi sezonowe są niezależne i każdy sezon może być modelowany innym rozkładem prawdopodobieństwa, natomiast kwantyle powodziowe przepływów maksymalnych rocznych uzyskiwane są z modelu będącego alternatywa rozkładów sezonowych. Analiza danych dla 38 wybranych rzek polskich nie wykazała większej jednorodności ciągów sezonowych w stosunku do ciągów rocznych, ani pod względem najlepiej

opisującego ich modelu, ani trendu średniej, czy odchylenia standardowego. Jednocześnie, trendy w polskich zimowych i letnich seriach pomiarowych różnią się od siebie, co uzasadnia stosowanie niestacjonarnego podejścia sezonowego do estymacji rocznych kwantyli powodziowych. Spośród wybranych rozkładów trzyparametrowych letnie próby najlepiej reprezentował model Pearsona typ III, a dla zimowych trudno jest było jednoznacznie przyjąć jeden właściwy model. Otrzymane wyniki nie potwierdziły oczekiwanej redukcji niepewności kwantyli powodziowych oszacowanych metodą sezonową wobec klasycznej metody maksimów rocznych. Badacze wysnuli wniosek, że, przy spełnieniu pewnych warunków podejście sezonowe może być uzupełnieniem kanonu metod stosowanych w analizie występowania powodzi w Polsce, lecz nie stanowi dla tych metod alternatywy.

Obecnie w IMGW PIB obowiązuje metoda obliczania przepływów maksymalnych o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia na podstawie przepływów maksymalnych rocznych z wykorzystaniem Programu PrzepływyMax2011 (Zarządzenie Nr 57/2011 Dyr. IMGW PIB z dnia 20 października 2011).

3. CEL I ZAKRES

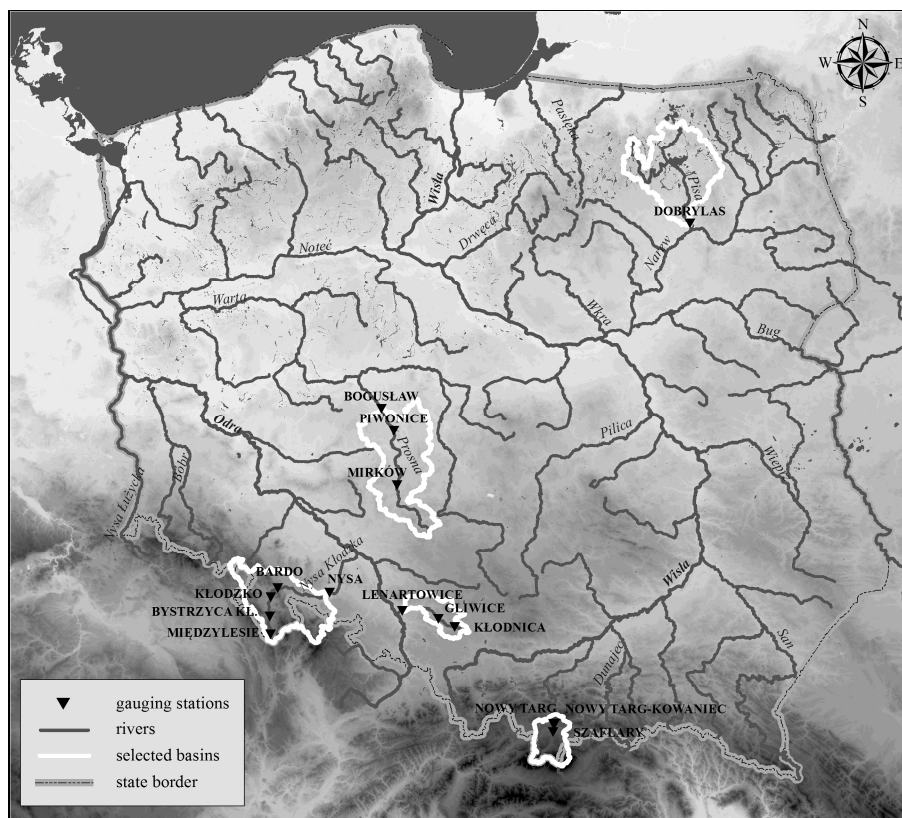
Celem badań był wybór metody obliczenia przepływów o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia na potrzeby opracowania map zagrożenia powodziowego. Obliczenia wykonano przy zastosowaniu dwóch metod szacowania wielkości przepływów prawdopodobnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, tj. rozszerzonej metody Centralnego Urzędu Gospodarki Wodnej (PrzepływyMax2011) oraz metody alternatywy zdarzeń (MAZ).

Do badań wybrano przekroje wodowskazowe leżące na rzekach o różnym reżimie hydrologicznym oraz w różnych warunkach klimatycznych.

Wybrane przekroje wodowskazowe zlokalizowane są na rzekach:

- rzeka Nysa Kłodzka – o charakterze górskim i podgórskim, ze znaczącym oddziaływaniem obiektów hydrotechnicznych,
- rzeka Prosna –nizinna,
- rzeka Dunajec do zbiornika Czorsztyń – zlewnia górska o quasi-naturalnym reżimie odpływu,
- rzeka Pisa do wodowskazu Dobrylas – zlewnia z systemami wodno-jeziornymi,
- rzeka Kłodnica – wyżynna, poddana silnej antropopresji.

Lokalizację wybranych stacji przedstawia rys. 1.



Rys. 1. Lokalizacja wybranych przekrojów wodowskazowych w zlewniach

4. METODYKA OBLICZANIA PRZEPIYWÓW O ZADANYM PRAWDOPODBIENSTWIE PRZEWYZSZENIA

W ocenie przepływów maksymalnych skoncentrowano się głównie na zlewniach kontrolowanych pod względem hydrologicznym i posiadających 40-letnie ciągi przepływów. Charakterystykę wezbrań oraz powodzi przeprowadzono na podstawie średnich dobowych przepływów z lat 1966-2005 w przekrojach wodowskazowych badanych rzek. Przepływy o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia maksymalne roczne i sezonowe (lato, zima) obliczono wykorzystując programy komputerowe:

- Q_{maxp} wersja 1.4 dla metody alternatywy zdarzeń autorstwa A. Kruszewskiego we współpracy z J. Brzezińskim oraz B. Ozga-Zielińskim,
- PrzepływyMax2011 autorstwa W. Jakubowskiego.

W obu programach przeprowadza się weryfikację elementów odstających, niezależności, stacjonarności odpowiednio dobranymi testami. Parametry rozkładów w obu programach są szacowane metodą największej wiarygodności. Przed przystąpieniem do estymacji rozkładów należy przeprowadzić testy sprawdzające czy roczne przepływy maksymalne są próbą prostą. W programach testuje się następujące hipotezy:

- a) o równości dystrybuant podzielonego na części ciągu pomiarowego – test sumy rang Kruskala-Wallisa;
- b) o braku trendu wartości średniej – test korelacji rangowej Spearmana na trend wartości średniej;

- c) o braku trendu wartości wariancji – test korelacji rangowej Spearmana na trend wariancji;
- d) o losowości ciągu pomiarowego – test serii;
- e) o jednorodności ciągu pomiarowego – test Grubbsa-Becka.

4.1 Metoda Alternatywy Zdarzeń

W latach 1999-2007 zespół w składzie M. Ozga-Zielińska, J. Brzeziński, B. Ozga-Zieliński opracował metodę MAZ do określenia prawdopodobieństwa przepływów rocznych genetycznie niejednorodnych. Ideą przewodnią tej metody jest wymóg, aby była sprawdzana i zachowana jednorodność ciągów danych największych przepływów rocznych. Jednorodność danych rozumiana jest w dwóch aspektach, jako: jednorodność genetyczna i jednorodność statystyczna. Według twórców metody ciągi maksymalnych rocznych przepływów nie są jednorodne genetycznie, gdyż wezbrania mają zasadniczo pochodzenie roztopowe albo opadowe. Fakt ten jest uważany za główną przyczynę niejednorodności ciągu przepływów maksymalnych rocznych.

Procedura obliczania Q_{\max} opisana jest szczegółowo w opracowaniu „Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, długie ciągi pomiarów przepływów”, Wyd. IMGW Seria: Instrukcje i podręczniki, Warszawa 2001. Może być ona stosowana wyłącznie do jednorodnych ciągów przepływów o długości $N \geq 30$ lat obserwacji.

Funkcja prawdopodobieństwa przewyższenia przepływów maksymalnych rocznych jest wyznaczana na podstawie najbardziej wiarygodnej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa największych w roku przepływów pory zimowej i najbardziej wiarygodnej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa największych w roku przepływów pory letniej, jako funkcja prawdopodobieństwa alternatywy dwóch niewykluczających się (nierozłącznych) zdarzeń niezależnych.

4.2 PrzepływyMax2011

Program PrzepływyMax2011 autorstwa W. Jakubowski (2011) został opracowany do wyznaczania rozkładu prawdopodobieństwa rocznych przepływów maksymalnych. Stosowane w programie rozkłady prawdopodobieństwa zostały wyprowadzone na drodze teoretycznej dla znanego i nieobciążonego uproszczeniami modelu losowego odwzorowującego w sposób adekwatny mechanizm powstawania badanej zmiennej losowej oraz dostatecznie dużej liczebności zbioru wyników obserwacji celem przeprowadzenia weryfikacji rozkładu w całym interesującym obszarze zmienności badanego zjawiska. Warunki te w praktyce są niespełnione. W takiej sytuacji funkcja rozkładu poza obszarem skrajnych obserwacji powinna być traktowana, jako niesprawdzona hipoteza statystyczna.

Danymi wejściowymi są maksymalne przepływy roczne obserwowane na stacjach wodowskazowych PSHM wybrane spośród obserwacji nadzwyczajnych. W programie przyjęto założenie, że liczba obserwacji ma stanowić długi ciąg przepływów i nie może być mniejsza niż 30. Badanie jednorodności ciągów spełnia rolę informacyjną o badanych ciągach, a w przypadku wskazania braku jednorodności ciągów badacz może stosować dalszą procedurę obliczeniową.

Przeprowadza się badanie zgodności rocznych przepływów maksymalnych z następującymi rozkładami (Kaczmarek 1970; Cole 2004):

- a) Persona III typu o funkcji gęstości:

$$f_1(x) = \frac{\beta^\lambda}{\Gamma(\lambda)} (x - \varepsilon)^{\lambda-1} e^{-\beta(x-\varepsilon)} \text{ z parametrami } \beta, \lambda, \varepsilon$$

gdzie: β – parametr skali, λ – parametr kształtu, ε – dolne ograniczenie

b) Log-normalny o funkcji gęstości:

$$f_2(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma(x-\varepsilon)}} e^{-\frac{(\ln(x-\varepsilon)-\mu)^2}{2\sigma^2}} \text{ z parametrami } \mu, \sigma, \varepsilon$$

gdzie: μ – parametr skali, σ – parametr kształtu, ε – dolne ograniczenie,

c) Gumbela (Fishera-Tippetta I typu)

$$f_3(x) = \alpha e^{-\alpha(x-\varepsilon)} e^{-e^{-\alpha(x-\varepsilon)}} \text{ z parametrami } \alpha, \varepsilon$$

gdzie: ε – parametr położenia, α , ($\alpha > 0$) – parametr skali

d) GEV (Uogólnionych wartości ekstremalnych)

$$f_5(x) = \frac{1}{\sigma} \left(1 + \frac{\xi}{\sigma} (x - \mu) \right)^{\frac{1}{\xi}-1} e^{-\left(1 + \frac{\xi}{\sigma} (x - \mu) \right)^{\frac{1}{\xi}}} \text{ z parametrami } \mu, \sigma, \xi.$$

gdzie: μ – parametr położenia, σ – parametr skali, ξ – parametr kształtu.

Estymację nieznanymi parametrów rozkładów przeprowadza się metodą największej wiarygodności. W rozkładzie Personna III typu oraz log-normalnym dla zadanego dolnego ograniczenia (wartość mniejsza od ostatniego wyrazu uporządkowanego malejąco ciągu rozdzielczego) parametr ε dobiera się tak, aby minimalizowane było kryterium informacyjne Akaike. Jednostronny przedział ufności dla kwantyla rozkładu przepływów maksymalnych wyznacza się z wykorzystaniem nierówności informacyjnej Rao-Cramera na podstawie estymatorów wyznaczanych metodą największej wiarygodności (Cole 2004).

5. CHARAKTERYSTYKA WYBRANYCH PRZEKROJÓW BADAWCZYCH

Charakterystykę wybranych przekrojów wodowskazowych w ocenie przepływów maksymalnych przeprowadzono na podstawie oceny częstości wezbrań przyjmując za kryterium wielkość stanu alarmowego i odpowiadający mu przepływ.

Częstość wezbrań wzdłuż biegu Nysy Kłodzkiej rośnie wraz ze wzrostem powierzchni zlewni do przekroju w Bardzie. Kaskada zbiorników retencyjnych poniżej Barda ma istotne znaczenie w ochronie przeciwpowodziowej, co potwierdza znacznie mniejsza częstość występowania wezbrań w przekroju Nysa, zlokalizowanym poniżej zbiorników.

Spośród badanych rzek najwięcej wezbrań występuje na Prośnie. Powyżej Bogusławia typowe są wezbrania zimowe, zaś w profilu Piwonice często występuje gwałtowny wzrost przepływów powyżej stanów alarmowych również w miesiącach letnich. Rotnicka (1988) tłumaczy to faktem przyjmowania przez Prosnę powyżej Piwonice dopływów mających swe źródła na wschodnich zboczach Wzgórz Ostrzeszowskich, których obszar jest predysponowany do pojawiania się częstych i obfitych opadów letnich.

Dunajec jest rzeką o największym potencjale powodziowym ze wszystkich karpacczych dopływów Wisły. Wezbrania letnie na Dunajcu występują od maja do września, z największą częstością w lipcu. Analizując czasy wystąpienia wezbrań w zlewni Dunajca do profilu zbiornikowego Zespołu Zbiorników Wodnych Czorsztyn-

Niedzica i Sromowce Wyżne, należy stwierdzić występowanie wyraźniej przewagi ilościowej i jakościowej wezbrań pochodzenia deszczowego nad wezbrzeniami roztopowymi czy też roztopowo-deszczowymi. Wezbrania występujące w tej zlewni trwają przeciętnie 3-5 dni. Wezbrania Dunajca charakteryzują się zazwyczaj gwałtownym wzrostem stanów wody w pierwszej fazie wezbrania, co jest charakterystyczne dla zlewni górskich.

Tablica 1

Częstość wezbrań w badanych przekrojach wodowskazowych w odniesieniu do przepływu alarmowego

Rzeka	Stacja wodowskazowa	Przepływ alarmowy, $m^3 s^{-1}$	Częstość wezbrań
Nysa Kłodzka	Międzylesie	11,4	5
	Bystrzyca Kłodzka	67,0	7
	Kłodzko	133	16
	Bardo	190	25
Prosna	Nysa	337	3
	Mirków	19,7	45
	Piwonice	25,0	22
Dunajec	Bogusław	63,0	32
	Nowy Targ/Kowaniec	237	6
Biały Dunajec	Szaflary	141	2
Czarny Dunajec	Nowy Targ	141	13
Pisa	Dobrylas	56,9	8
Kłodnica	Kłodnica	9,0*	8
	Gliwice	27,0*	12
	Lenartowice	22,0*	12

Objaśnienia: * – przepływ alarmowy przyjęty na poziomie $Q_{50\%}$

Wezbrania na Pisie występują z reguły raz w roku w okresie wiosennych roztopów. Bardzo rzadko występuje kilka wezbrań w roku. W całym wieloleciu wystąpiło w przekroju Dobrylas 8 wezbrań. Średni czas wezbrania wynosił 7 dni. Cechą charakterystyczną wezbrań są niewielkie kulminacje. W okresie 1966-2005 tylko wezbranie w roku 1979 miało charakter powodzi. Pozostałe wezbrania miały charakter lokalnych podtopień lub przechodziły niezauważalnie.

Wyraźna przewaga przepływów letnich nad zimowymi przemawia za charakterem wezbrań w zlewni Kłodnicy. Analiza maksymalnych wezbrań rocznych wykazuje znaczne zróżnicowanie odpływów jednostkowych oraz zakresu zmienności przepływów maksymalnych w poszczególnych przekrojach wodowskazowych. Maksymalne odpływy jednostkowe odpowiadające kulminacjom najwyższych obserwowanych wezbrań na Kłodnicy kształtują się następująco: wodowskaz Kłodnica – $656 l \cdot s^{-1} km^{-2}$, wodowskaz Gliwice – $196 l \cdot s^{-1} km^{-2}$, wodowskaz Lenartowice – $51 l \cdot s^{-1} km^{-2}$.

Analiza częstości wezbrań wykazała dużą zmienność w badanych zlewniach, co nasuwa stwierdzenie, że powinna tu być stosowana definicja przepływu granicznego, nie zaś stanu, a przepływy te powinny być skorelowane ze sobą wzdłuż biegu rzeki. Zlewnia Pisy jako typowa zlewnia jeziorna nie ma wyznaczonych stanów alarmowych. W opracowaniu przyjęto przepływ brzegowy, zbliżony do przepływu $Q_{50\%}$.

6. WYNIKI

Przepływy maksymalne o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia sezonowe oraz roczne zostały obliczone metodą alternatywy zdarzeń (MAZ) oraz

roczne metodą zmodyfikowaną CUGW (PrzepływyMax2011) dla wielolecia 1966-2010

Tablica 2

Przepływy [$m^3 s^{-1}$] o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia, 1966-2010

Rzeka/Stacja wodowskazowa	Pory	Prawdopodobieństwo p [%]			
		50	10	1	0,2
Nysa Kłodzka/ Międzylesie	Z	6,50	15,0	27,0	36,0
	L	4,00	15,0*	57,0*	130*
	A	8,00	20,0	57,0*	130*
	R	8,25	27,4	77,70	136
Nysa Kłodzka/ Bystrzyca Kłodzka	Z	54,0	101	155	188
	L	45,0	149	303	410*
	A	74,0	156	303	410
	R	70,4	167	319	470
Nysa Kłodzka/Kłodzko	Z	80,0	165	275	349
	L	96,0	357	769*	1067*
	A	134	360	769*	1067*
	R	142	391	762	1025
Nysa Kłodzka/Bardo	Z	129	297	501	633
	L	143	538	1153*	1594*
	A	219	551	1153*	1594*
	R	226	592	1095	1442
Nysa Kłodzka/Nysa	Z	82,0	133	184	214
	L	85,0	274*	1140*	2906*
	A	111	274*	1140*	2906*
	R	126	329	806	1321
Proсна/Mirków	Z	32,0	58,0	83,0	97,0
	L	14,0	36,0	67,0	89,0
	A	35,0	60,0	86,0	101
	R	32,7	64,7	102	127
Proсна/Piwonice	Z	53,0	101	151	180
	L	24,0	64,0	154*	252*
	A	58,0	108	173	252
	R	52,8	116	199	256
Proсна/Bogusław	Z	74,0	144	215	256
	L	32,0	87,0	170*	22*
	A	82,0	150	222	267
	R	75,3	152	245	306
Dunajec /Nowy Targ Kowaniec	Z	82,3	143	230	298
	L	193	475	837	1077
	A	197	475	837	1077*
	R	205	478	841	1090
Biały Dunajec/ Szaflary	Z	19,6	32,4	44,9	52,1
	L	67,4	190	364	486
	A	67,4	190	364	486
	R	69,5	183	417	646
Czarny Dunajec /Nowy Targ	Z	54,8	94,6	148	187
	L	115	290	520	673*
	A	119	290	520*	673*
	R	134	320	580	760
Pisa/Dobrylas	Z	42,6	62,7	83,0	95,0
	L	33,0	45,0	56,0	61,0
	A	45,0	63,0	83,0	95,0
	R	45,3	69,0	97,3	116
Kłodnica/Kłodnica	Z	4,30	11,0	27*	47*
	L	8,80	30,0	63*	87*
	A	10,5	31,0	64*	89*
	R	9,44	31,6	65,5	89,7
Kłodnica/Gliwice	Z	20,0	33,0	50,0	61,0
	L	21,0	48,0	117*	202*
	A	26,0	50,0	117*	202*
	R	25,9	51,2	101	148
Kłodnica/ Lenartowice	Z	18,0	32,0	48,0	59,0
	L	17,0	34,0	56,0	70,0
	A	23,0	38,0	58,0	71,0
	R	24,9	45,6	76	99,9

Objaśnienia: Z – zima, L – lato, A – metoda alternatywy zdarzeń (MAZ), R – metoda zmodyfikowana CUGW (PrzepływyMax2011), * błąd kwantyla większy niż 20%

Z punktu widzenia sporządzenia map zagrożenia powodziowego, które opracowuje się dla 3 scenariuszy związanych z prawdopodobieństwem wystąpienia powodzi, tj.: niskiego, średniego oraz wysokiego prawdopodobieństwa najistotniejsze są wartości przepływów prawdopodobnych dla $p = 0,2\%$; 1% oraz 10% . W opracowaniu analizie poddano również przepływy dla innych prawdopodobieństw: 50% . Wyniki obliczeń zestawiono w zbiorczej tabelicy 2.

Analizie poddano wartości przepływów o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia obliczone metodą MAZ oraz metodą PrzepływyMax2011 dla przepływów rocznych. Wartości przepływów o prawdopodobieństwie przewyższenia $Q_{10\%}$ dla wszystkich badanych ciągów obliczone tymi metodami różnią się do 10% . Również w większości przypadków $Q_{1\%}$ różnice osiągają wartość 20% , jedynie w przekroju Nysa na Nysie Kłodzkiej metoda MAZ daje przepływy większe o 40% . Większe różnice występują przy prawdopodobieństwie $p = 0,2\%$ w przekroju Nysa na Nysie Kłodzkiej oraz w przekroju Gliwice na Kłodnicy. Najmniejsze różnice występują w przypadku rzek o charakterze nizinym Pisa oraz Proсна.

Parametry rozkładów dla obu metod zamieszczono w tablicach 3 i 4.

Tablica 3

Parametry rozkładu prawdopodobieństwa dla przepływów maksymalnych zimowych i letnich, metoda MAZ

Rzeka/Stacja wodowskazowa	Pora roku	Typ rozkładu	Dolne ograniczenie d	Parametry rozkładu				
				α	β	μ	σ	λ
Nysa Kłodzka/ Międzyzlesie	Z	G	2,1	5,0	-	-	-	1,198
	L	LG	0,4	0,328	-	-	-	7,381
Nysa Kłodzka/ Bystrzyca Kłodzka	Z	G	1,2	16,4	-	-	-	3,556
	L	G	4,3	68,0	-	-	-	0,906
Nysa Kłodzka/ Kłodzko	Z	G	27,3	42,8	-	-	-	1,557
	L	G	20,4	195,9	-	-	-	0,680
Nysa Kłodzka/ Bardo	Z	Weibulla	29,7	134,6	1,218	-	-	-
	L	G	2,0	287,8	-	-	-	0,723
Nysa Kłodzka/ Nysa	Z	Weibulla	30,8	62,8	1,710	-	-	-
	L	LG	32,0	0,50	-	-	-	2,279
Proсна/Mirków	Z	WE	0,0	38,1	1,956	-	-	-
	L	G	1,9	12,7	1,240	-	-	-
Proсна/Piwonice	Z	WE	9,6	54,1	1,59	-	-	-
	L	LG	0,1	0,096	-	-	-	-
Proсна/Bogusław	Z	WE	8,4	81,9	1,652	-	-	-
	L	WE	10,5	31,8	0,947	-	-	-
Dunajec /Nowy Targ Kowaniec	Z	LG	0,20	0,029	-	-	-	207,268
	L	WE	41,6	208,4	1,14	-	-	-
Biały Dunajec/ Szafłary	Z	WE	6,70	15,9	1,738	-	-	-
	L	G	14,2	75,7	-	-	-	1,0102
Czarny Dunajec /Nowy Targ	Z	LN	0,00	-	-	4,003	0,0426	-
	L	WE	25,2	125,3	1,112	-	-	-
Pisa/Dobrylas	Z	G	0,6	4,5	9,7	-	-	-
	L	WE	16,6	19,3	2,18	-	-	-
Kłodnica/Kłodnica	Z	LG	0,3	0,164	-	-	-	16,635
	L	WE	0,7	12,0	0,927	-	-	-
Kłodnica/Gliwice	Z	LN	0,0	-	-	2,997	0,389	-
	L	LG	5,2	0,229	-	-	-	6,319
Kłodnica/Lenartowice	Z	G	7,4	5,9	-	-	-	2,165
	L	WE	7,1	13,0	1,156	-	-	-

Objaśnienia:

G – rozkład Gamma, LG – rozkład LogGamma, WE – rozkład Weibulla, LN – rozkład LogNormalny, d – dolne ograniczenie

Tablica 4

Parametry rozkładów prawdopodobieństwa dla przepływów maksymalnych rocznych, PrzepływyMax2011

Rzeka/Stacja wodowskazowa	Typ rozkładu	Parametry rozkładu						
		μ	σ	ε	p^a	AIC	α	η
Nysa Kłodzka/Międzylesie	LN	1,852	0,863	1,803	0,064	12,25		
Nysa Kłodzka/Bystrzyca Kłodzka	PIII			22,583	0,420	16,32	0,019	1,236
Nysa Kłodzka/Kłodzko	PIII			52,167	0,072	17,67	0,006	0,728
Nysa Kłodzka/Bardo	PIII			40,0	0,422	18,93	0,005	1,269
Nysa Kłodzka/Nysa	LN	4,183	1,045	41,0	0,305	17,29		
Prosna/Mirków	PIII			0,0	0,609	14,636	0,093	3,501
Prosna/Piwonice	PIII			14,177	0,563	15,709	0,035	1,827
Prosna/Bogusław	PIII			10,0	0,107	16,414	0,030	2,397
Dunajec /Nowy Targ Kowaniec	PIII	–	–	70,358	0,699	18,324	0,005	0,868
Biały Dunajec/ Szaflary	LN	4,095	0,827	6,637	0,833	16,648	–	–
Czarny Dunajec /Nowy Targ	PIII	–	–	43,974	0,361	17,363	0,009	0,981
Pisa/Dobrylas	LN	3,41	0,39	13,0	0,94	1,376	–	–
Kłodnica/Kłodnica	PIII			2,648	0,239	12,79	0,047	0,579
Kłodnica/Gliwice	PIII			13,441	0,504	13,68	0,072	1,258
Kłodnica/Lenartowice	PIII			8,713	0,756	13,15	0,157	2,490

Tablica 5 zawiera zbiorcze zestawienie typów rozkładów dobranych dla badanych przekrojów wodowskazowych.

Tablica 5

Typy rozkładów prawdopodobieństwa przewyższenia

Rzeka	Stacja wodowskazowa	Typy rozkładów		
		metoda MAZ		metoda PrzepływyMax2011
		zima	lato	rok
Nysa Kłodzka	Międzylesie	G	LG	LN
	Bystrzyca Kłodzka	G	G	PIII
	Kłodzko	G	G	PIII
	Bardo	WE	G	PIII
	Nysa	WE	LG	LN
Prosna	Mirków	WE	G	PIII
	Piwonice	WE	LG	PIII
	Bogusław	WE	WE	PIII
Dunajec	Nowy Targ/Kowaniec	LG	WE	PIII
Biały Dunajec	Szaflary	WE	G	LN
Czarny Dunajec	Nowy Targ	LN	WE	PIII
Pisa	Dobrylas	G	WE	LN
Kłodnica	Kłodnica	LG	WE	PIII
	Gliwice	LN	LG	PIII
	Lenartowice	G	WE	PIII

Przy zastosowaniu metody PrzepływyMax2011 dla przepływów maksymalnych rocznych najczęściej spośród założonych rozkładów dopasowany jest rozkład

Pearsona III, w dalszej kolejności log-normalny. W metodzie MAZ jest to rozkład Weibulla i gamma.

7. WNIOSKI

Otrzymane wyniki pozwalają na wyciągnięcie następujących wniosków:

- opady letnie decydują o wartości przepływów maksymalnych w Nysie Kłodzkiej, Dunajcu i Kłodnicy;
- granicą bliskiej zgodności wartości przepływów maksymalnych rocznych i maksymalnych letnich jest przepływ o częstości odpowiadającej wodzie stuletniej ($p = 1\%$). Różnice wartości przepływów w badanych przekrojach wynoszą około 10%;
- najbardziej wiarygodną funkcją rozkładu dla przepływów sezonowych jest rozkład gamma, natomiast dla przepływów maksymalnych rocznych jest III krzywa Pearsona;
- w przekrojach zlokalizowanych na Nysie Kłodzkiej można przyjąć zgodność przepływów określonych metodami MAZ i PrzepływyMax2011 dla przepływów od $p = 50\%$ i $p = 1\%$. W przypadku przekroju wodowskazowego Nysa dla prawdopodobieństw mniejszych niż 1% występuje brak zgodności obu metod;
- w przekrojach wodowskazowych Piwonice i Bogusław na Prośnie występuje zgodność obu metod;
- w przekroju wodowskazowym Nowy Targ-Kowaniec na Dunajcu występuje zgodność obu metod;
- najczęściej wybieranym z możliwych rozkładów dla przepływów rocznych (metoda PrzepływyMax2011) jest funkcja Pearsona typu III, zaś w metodzie MAZ funkcja gamma i Weibulla.

Przeprowadzone analizy nie pozwalają na jednoznaczne wskazanie jednej, najlepszej metody określania przepływów o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia. Dla potrzeb opracowania map zagrożenia powodziowego dla obszaru Polski dokonano oceny metod z punktu widzenia ich wdrożenia oraz

Metoda PrzepływyMax2011 jest metodą, w której przygotowanie danych w postaci serii przepływów maksymalnych rocznych z wielolecia jest prostsze i może być w znacznej mierze „zautomatyzowane”. W metodzie MAZ natomiast, przygotowanie danych wejściowych budzi wiele wątpliwości co do rozdziału na typ wezbrania deszczowe/roztopowe. Wiąże się to z szerszymi analizami warunków meteorologicznych towarzyszących wystąpieniu wezbrania. Stosowanie podziału według sezonu letniego i zimowego spowodować może błędy. Istotnym jest również fakt, że nie w każdym roku występuje wezbranie w sezonie letnim i zimowym. Przyjmowane wartości różnią się o rząd wielkości, co również ma wpływ na wyniki. Należy się zgodzić z badaczami, którzy zajmowali się studiami dotyczącymi niestacjonarnego podejście sezonowego do szacowania kwantyli maksymalnych rocznych (Strupczewski i in. 2011), że metoda MAZ w ideowej wersji nie budzi zastrzeżeń. Aby jednak mogła być stosowana, musi zostać wykazana jej przewaga, co wymaga szerszej analizy porównawczej na danych „rzeczywistych”.

Wobec powyższego do określenia przepływów prawdopodobnych na potrzeby opracowania map zagrożenia powodziowego przyjęto do stosowania metodę PrzepływyMax2011.

CALCULATING FLOWS OF GIVEN EXCEEDANCE PROBABILITY FOR FLOOD RISK MAPS WITHIN THE ISOK PROJECT

Summary

Periods when the outflow from river basin appears in the form of flood waves are crucial for the development of flood protection systems. Extreme values are usually, in addition to economics, these criteria which define conditions of discharge from water reservoirs, elevation of flood embankment crown, size of bridges, throughput of hydraulic structures.

The proper design of the structures is crucial because any failure of them may mean loss of human life. Thus, such concepts as the probability of exceedance of maximum discharges and hydrographs of reliable and control flood are the basis for the assessment of risk of life, property and the environment.

The methods for the determination of the maximum discharges of a given exceedance probability are based on matching the analytically known distributions of probability to the observed time series of the annual maximum discharges (seasonal ones). The compatibility of the distribution with the observed data is verified on the basis of the theory of statistical tests.

Within the frameworks of the project 'IT system for country protection against extreme hazards' (abbreviated in Polish as ISOK), both flood hazard maps and flood risk maps are developed for the Polish territory according to the uniform methodology. In accordance with the 'Methodology for the development of flood hazard maps' which was commissioned by Regional Water Management Board (abbreviated in Polish as KZGW) in 2009, the flood hazard map presents the scope of the zone of flood which was designated on the basis of the principles of mathematical statistics (presenting the flood of a certain probability of exceedance) or a different flood scenario (for instance embankment failure, dams). Flood hazard maps shall be developed for three scenarios related to the probability of the occurrence of flood: (1) low probability – $Q(0,2\%)$, (2) average probability – $Q(1\%)$, (3) high probability – $Q(10\%)$. Within the ISOK project, software PrzepływyMax2011 was used in order to calculate the discharges for given probability of exceedance. It is generally used to determine the distribution of probability of annual maximum discharges. As an input data annual maximum discharges from a water gauge station are used.

BIBLIOGRAFIA

- Chow, V.T., Maidment, D.R., and Mays, L.R., 1988, *Applied Hydrology*, McGraw Hill Inc., New York.
- Cole S., 2004, *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*, Springer.
- Hosking, J.R.M., Wallis J.R., 1997, *Regional frequency analysis; An approach based on L-Moments*. Cambridge University Press, United Kingdom.
- Karczmarek Z., 1970, *Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii*, WKiŁ Warszawa.
- Karczmarek, Z., 1977, *Statistical Methods In Hydrology and Meteorology*, US Department of Commerce, Springfield, Virginia, USA
- Kochanek K., Strupczewski W.G., Bogdanowicz E., 2011. *On seasonal approach to flood frequency modelling. Part II: Flood frequency analysis of Polish rivers*. Hydrological Processes, DOI: 10.1002/hyp.8178
- Mitosek, H.T., Strupczewski, W.G., Singh, V.P., 2006. *Three procedures for selection of annual flood peak distribution*. J. Hydrol. 323, 57–73.
- Rao C.R., 1994, *Statystyka i prawda*. Wyd. Naukowe PWN, Warszawa.

- Rao, A.R. and Hamed, K.H., 2000, *Flood Frequency Analysis*. D.C: CRC Press, Boca Raton, London, New York.
- Stedinger, J.R., Vogel R.M., Foufoula-Georgiou E., 1993. *Frequency analysis of extreme events*, [w:] Handbook of Hydrology, D. R. Maidment, editor, McGraw-Hill, Inc.
- Strupczewski W.G., Kochanek K., Bogdanowicz E., Markiewicz I., 2011, *On seasonal approach to flood frequency modelling. Part I: Two-component distribution revisited*. Hydrological Processes, DOI: 10.1002/hyp.8179
- Strupczewski W.G., Kochanek K., Węglarczyk S., Singh V.P., 2005, *On robustness of large quantile estimates of log-Gumbel and log-logistic distributions to largest element of the observation series: Monte Carlo results vs. first order approximation*. Stoch Environ Res Risk Assess, Vol 19, No 4: 280–291, DOI 10.1007/s00477-005-0232-x.
- Strupczewski W.G., Singh V.P., Feluch W., 2001, *Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling Maximum likelihood estimation*. J.Hydrol. 248, 123–142.
- Strupczewski W.G., Singh V.P., Węglarczyk S., 2002. *Asymptotic bias of estimation methods caused by the assumption of false probability distributions*. J. Hydrol.258, 122–148
- Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, długie ciągi pomiarów przepływu*. Wyd. IMGW, s. Instrukcje i podręczniki, Warszawa 2001.

Maurycy CIUPAK

Ośrodek Hydrologii
Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej

**WYBÓR ROZKŁADU PRAWDOPODOBIENSTWA
WARTOŚCI MAKSYMALNYCH NA PRZYKŁADZIE
ANALIZY WEZBRAŃ SZTORMOWYCH I COFKI
W UJŚCIU RZEKI SŁUPI**

1. WPROWADZENIE

Znajomość reżimu wodnego i rozpoznanie sytuacji powodziowej ma podstawowe znaczenie w osłonie hydrologicznej i zarządzaniu sytuacjami kryzysowymi wynikającymi z zagrożeń naturalnych (Lambor 1962). Oprócz wezbrań w zlewniach rzecznych, należy uwzględnić powodzie w strefie brzegowej Bałtyku, głównie pochodzenia morskiego (Ostrowski 1999). Na podstawie obserwacji i pomiarów wykonanych w profilach podłużnych rzek Przymorza można wydzielić następujące powodzie:

- zimowe, związane głównie ze sztormami na wybrzeżu Bałtyku mającymi wpływ na ujściowe partie rzek,
- wczesno-wiosenne, o charakterze roztopowym i deszczowo-roztopowym,
- letnie, których przyczyną są głównie opady deszczu.

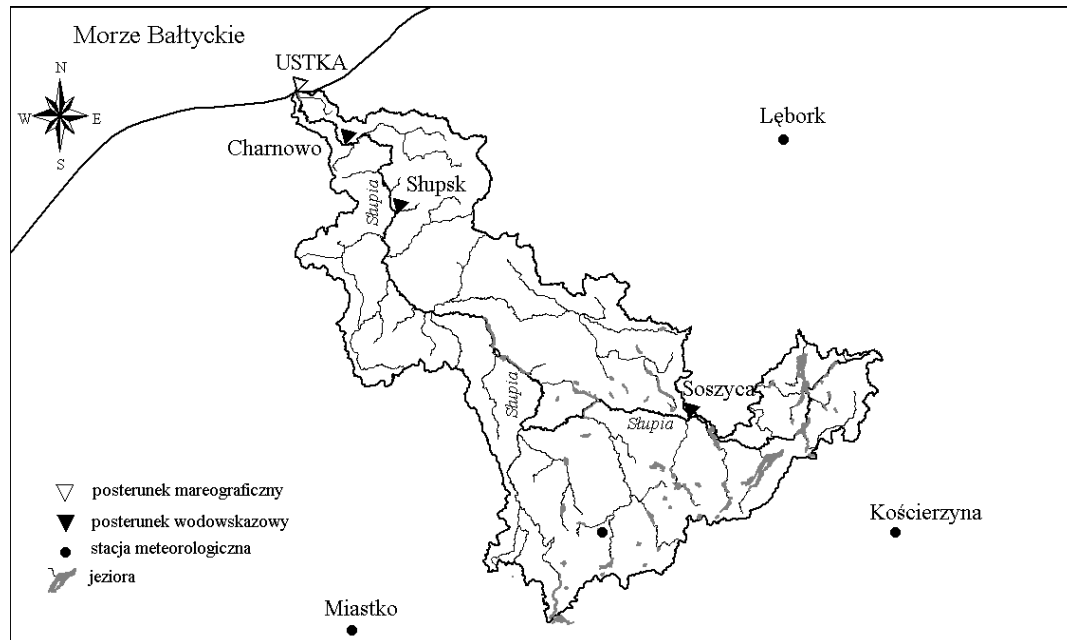
Celem artykułu jest omówienie procedury wyboru rozkładu prawdopodobieństwa wartości maksymalnych na przykładzie modelowania częstości występowania powodzi wynikających z wahań stanów wody w ujściowym odcinku rzeki, które są efektem oddziaływania rzeki i morza.

W artykule analizie częstotliwości poddano dwie zmienne losowe: najwyższy poziom morza zaobserwowany w czasie wezbrań sztormowych w Ustce H_{UST} [cm] w latach 1967-2005 i korespondujący z tym zdarzeniem przepływ w ujściowym odcinku rzeki Słupi w profilu wodowskazowym w Charnowie Q_{CHA} (rys.1). W każdym roku hydrologicznym zaobserwowano więcej niż jedno wezbranie sztormowe.

W zastosowanej procedurze w ramach poszczególnych typów rozkładów, dolne ograniczenie rozkładu prawdopodobieństwa jest dobierane w ten sposób, aby było minimalizowane kryterium informacyjne Akaike. Uzyskane wyniki porównano z funkcjami rozkładu prawdopodobieństwa, w których dolne ograniczenie dobierane było z wykorzystaniem kryterium w postaci minimalnej odległości Kołmogorowa i minimalnej wartości testu Andersona-Darlinga opartego na odległości Craméra-von Misesa. W ten sposób, dla rozkładów, w których występuje dolne ograniczenie wartości zmiennej losowej uzyskano po trzy funkcje. Do dalszej analizy dla każdego

typu rozkładu wybrano funkcję, dla której statystyka Andersona-Darlinga uzyskała najmniejszą wartość.

W końcowym etapie analizy porównano otrzymany zbiór rozkładów teoretycznych z rozkładami empirycznymi za pomocą następujących testów statystycznych: Kołmogorowa-Smirnowa, Liao i Shimokawy oraz Kuipera. Wyniki testów porównano z wartościami krytycznymi otrzymanymi metodą bootstrapową. Dla rozkładów prawdopodobieństwa, dla których testowana hipoteza o zgodności rozkładu empirycznego z teoretycznym nie została odrzucona obliczono wartość kryterium informacyjnego Akaike oraz statystykę Andersona-Darlinga. Kryterium doboru funkcji gęstości prawdopodobieństwa do danych stanowi jak najlepsze dopasowanie rozkładu teoretycznego do danych empirycznych przede wszystkim w części ogonowej rozkładu. W związku z tym, procedurę obliczeniową uzupełniono analizą graficzną w postaci wykresów porównawczych $q-q$ (kwantyl empiryczny-kwantyl teoretyczny) i funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia obu analizowanych zmiennych losowych.



Rys.1. Zlewnia rzeki Słupi.

2. MATERIAŁ I METODY

Metodami wyznaczania prawdopodobieństwa ekstremalnych poziomów morza zajmowali się między innymi Wróblewski (1975), Jednorat (1987), Wiśniewski i Wolski (1990). Najczęściej wybieranymi modelami matematycznymi własności losowych poziomu morza są rozkłady: logarytmiczno-naturalny, gamma, Dębskiego, Gumbela maksimum oraz rozkład Pareto. W zależności od przyjętej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa stosowane są różne metody szacowania parametrów takie jak: metoda kwantyli, momentów statystycznych, największej wiarygodności. W dużym stopniu, zarówno teoretyczne modele rozkładów prawdopodobieństwa jak i metody estymacji parametrów stosowane do wyznaczania poziomów morza o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia pokrywają się z teoretycznymi modelami stosowanymi w hydrologii lądowej.

2.1. Modele matematyczne własności losowych zmiennej H_{UST} i Q_{CHA}

W opisywanej procedurze założono, że możliwymi do zastosowania modelami matematycznymi własności losowych obu analizowanych zmiennych jest siedem 3-parametrowych rozkładów: log-normalny (LN), gamma (GA), Weibulla (WE), odwrócony rozkład gaussowski (IGa), uogólniony rozkład wykładniczy (GE) (Gupta, Kundu 1999; Brzeziński 2010), log-logistyczny (LL) i uogólniony rozkład wartości ekstremalnych (GEV) oraz 2-parametrowy rozkład Gumbela maksimum (G_{max}). Funkcje gęstości i funkcje kwantylowe wybranych rozkładów przedstawiono w tablicy 1.

Tablica 1

Wzory funkcji gęstości i funkcji kwantylowych wybranych rozkładów prawdopodobieństwa

rozkład	funkcja gęstości i funkcja kwantylowa	parametry, zakres zmienności
LN	$f(x) = \frac{1}{(x-d)\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-d)-\mu}{\sigma}\right)^2\right]$ $x_p = \exp\left[\mu + \frac{\sigma\sqrt{2}}{\text{erf}(2(1-p)-1)}\right] + d$	$0 \leq d \leq X \leq +\infty$ $\mu > 0$ – parametr położenia $\sigma > 0$ – parametr skali
GA	$f(x) = \frac{(x-d)^{\lambda-1}}{\alpha^2\Gamma(\lambda)} \exp\left(-\frac{x-d}{\alpha}\right)$ $\Gamma(\lambda) = \int_0^{\infty} t^{\lambda-1} \exp(-t) dt$ – funkcja gamma Eulera	$0 \leq d \leq X \leq +\infty$ $\lambda > 0$ – parametr kształtu $\alpha > 0$ – parametr skali
WE	$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x-d}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left[-\left(\frac{x-d}{\beta}\right)^{\alpha}\right]$ $x_p = \beta \left[-\ln(1-(1-p)^{\frac{1}{\alpha}})\right]^{\frac{1}{\alpha}} + d$	$0 \leq d \leq X \leq +\infty$ $\alpha > 0$ – parametr kształtu $\beta > 0$ – parametr skali
IGa	$f(x) = \sqrt{\frac{\lambda}{2\pi(x-d)^3}} \exp\left(-\frac{\lambda(x-d-\mu)^2}{2\mu^2(x-d)}\right)$	$0 \leq d \leq X \leq +\infty$ $\lambda > 0$ – parametr kształtu $\mu > 0$ – wartość średnia
GE	$f(x) = \alpha\lambda \exp(-(x-d)\lambda) [1 - \exp(-(x-d)\lambda)]^{\alpha-1}$ $x_p = d - \frac{1}{\lambda} \ln\left[1 - (1-p)^{\frac{1}{\alpha}}\right]$	$0 \leq d \leq X \leq +\infty$ $\alpha > 0$ – parametr kształtu $\lambda > 0$ – parametr skali
LL	$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x-d}{\beta}\right)^{\alpha-1} \left[1 + \left(\frac{x-d}{\beta}\right)^{\alpha}\right]^{-2}$ $x_p = \beta \left(\frac{1-p}{p}\right)^{\frac{1}{\alpha}} + d$	$0 \leq d \leq X \leq +\infty$ $\alpha > 0$ – parametr kształtu $\beta > 0$ – parametr skali
GEV	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \exp\left[-\left(1+k\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-\frac{1}{k}}\right] \left(1+k\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-1-\frac{1}{k}}$ dla $k \neq 0$ $x_p = \frac{\sigma}{k} \left[-\ln(1-p)^{-k} - 1\right] + \mu$	k – parametr kształtu $\sigma > 0$ – parametr skali μ – parametr położenia
G_{max}	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \exp\left[-\frac{x-\mu}{\sigma} - \exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]$ $x_p = -\sigma \ln[-\ln(1-p)] + \mu$	$\sigma > 0$ – parametr skali μ – parametr położenia

W przypadku rozkładów LN, WE, GE, LL, GEV i G_{\max} można bezpośrednio przekształcić odpowiednią funkcję prawdopodobieństwa przewyższenia do użytej cznej postaci funkcji kwantylowej. Forma funkcji przewyższenia rozkładu gamma i odwróconego rozkładu gaussowskiego nie pozwala na uzyskanie rozwiązania analitycznego. W tym przypadku wyznaczanie kwantyli teoretycznych realizowane jest numeryczną metodą Newtona zapewniającą dobrą konwergencję i krótki czas obliczeń.

2.2. Estymacja parametrów funkcji rozkładu prawdopodobieństwa

Parametry rozkładu G_{\max} estymowano metodą momentów. W rozkładach 3-parametrowych: LN, GA, WE, IGa, GE i LL występuje lewostronne (dolne) ograniczenie wartości zmiennej losowej, które nie podlega bezpośredniej estymacji. Pozostałe parametry dla zadanego dolnego ograniczenia estymowano metodą największej wiarygodności.

Estymatory parametrów rozkładu GA, WE, GE, LL i GEV wyznaczone są z układu równań, minimalizując odpowiednie wyrażenia za pomocą numerycznych metod minimalizacji funkcji wielu zmiennych. Układy równań nieliniowych rozwiązywane są numeryczną metodą Brenta, hybrydową i Newtona.

Dla rozkładów prawdopodobieństwa LN, GA, WE, IGa, GE i LL przyjęto warunek, że dolne ograniczenie rozkładu prawdopodobieństwa może przyjmować wartości z przedziału od 0 do najmniejszej wartości realizacji zmiennej losowej zaobserwowanej w analizowanym ciągu $0 \leq d_i < \min_{1 \leq j \leq N} (x_j)$, gdzie: d_i – wartość dolnego ograniczenia i -tej funkcji rozkładu prawdopodobieństwa, N – liczebność próby losowej.

Wartość dolnego ograniczenia d_i rozkładu prawdopodobieństwa dobierano na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (Akaike 1974), równanie (1):

$$AIC = 2K - 2\ell(\hat{\theta}) \quad (1)$$

gdzie: $\ell(\hat{\theta})$ jest logarytmem funkcji wiarygodności dla oszacowanego wektora parametrów $\hat{\theta}$,

K jest liczbą parametrów modelu.

W przypadku kryteriów informacyjnych, w tym kryterium AIC, została przyjęta konwencja, że najlepszym modelem jest ten, dla którego wartość kryterium informacyjnego jest najniższa.

Uzyskane wyniki porównano z funkcjami rozkładu prawdopodobieństwa, w których dolne ograniczenie dobierane było wg kryterium minimalnej odległości Kołmogorowa, równanie (2), i minimalnej wartości statystyki Andersona-Darlinga (A-D), równanie (3), (Anderson, Darling 1954).

Statystyka Kołmogorowa-Smirnowa D_N jest zdefiniowana równaniami:

$$D_N = \max_{1 \leq i \leq N} (\hat{\delta}_i), \text{ gdzie: } \hat{\delta}_i = \max \left[\frac{i}{N} - F_0(x_i; \hat{\theta}), F_0(x_i; \hat{\theta}) - \frac{i-1}{N} \right] \quad (2)$$

gdzie N jest liczebnością próby losowej, natomiast $F_0(x_i; \hat{\theta})$ jest dystrybuantą teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa dla oszacowanego wektora parametrów $\hat{\theta}$.

Statystyka Andersona-Darlinga A_N^2 ma postać:

$$A_N^2 = -N - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left\{ (2i-1) \ln F_0(x_i; \hat{\theta}) + (2N+1-2i) \ln(1 - F_0(x_{N+1-i}; \hat{\theta})) \right\} \quad (3)$$

Dla rozkładów prawdopodobieństwa LN, GA, WE, IGa, GE i LL uzyskano po trzy funkcje, w których dolne ograniczenie dobierane było wg kryterium Akaike (AIC), minimalnej odległości Kołmogorowa (K-S) i minimalnej wartości statystyki A-D.

2.3. Dobór najbardziej odpowiedniego typu rozkładu prawdopodobieństwa

Opisana analiza ukierunkowana jest na ogony rozkładów prawdopodobieństwa. Rejony odpowiadające ogonom rozkładu prawdopodobieństwa są bardzo ważne, gdyż opisują zdarzenia, których wystąpienie jest mało prawdopodobne jednak, jeśli się pojawi, ich wartość będzie ekstremalna. Charakterystyki statystyczne tego typu zdarzeń stosowane są do wymiarowania projektowego urządzeń wodnych lub do oceny stopnia zagrożenia katastrofą już istniejących obiektów. Opis ten jest podstawą wyznaczania stref zagrożenia powodziowego obszarów sąsiadujących z korytami rzeczynymi i oceny ryzyka powodziowego. To właśnie straty wynikające z wystąpień tego rodzaju zdarzeń powodują największe spustoszenia w przyrodzie i przewidywanie ich jest jednym z najważniejszych zagadnień wyboru rozkładu prawdopodobieństwa wartości maksymalnych.

Do wyboru najlepiej dopasowanej funkcji z tych, w których dolne ograniczenie dobierane było wg kryterium AIC, K-S i A-D zastosowano kryterium minimalnej wartości statystyki A-D opartej na odległości Craméra-von Misesa. Statystyka jest modyfikacją statystyki K-S przypisującą wyższe wagi ogonom rozkładu. Modyfikację testu wykonano w celu poprawy jego czułości w obszarach ogonowych testowanego rozkładu prawdopodobieństwa. Statystyka A-D może być traktowana jako ważona statystyka Kołmogorowa kładąca większe znaczenie na ogony rozkładów prawdopodobieństwa.

Do dalszej analizy, dla rozkładów typu LN, GA, WE, IGa, GE i LL wybrano funkcję, dla której statystyka A-D uzyskała najmniejszą wartość.

2.3.1. Jednowymiarowe testy zgodności zastosowane do badania zgodności modelu matematycznego z obserwacjami

Przy pomocy testu K-S porównano dystrybuantę empiryczną z dystrybuantami rozkładów o oszacowanych parametrach. Test K-S (2) nie jest zbyt dokładną procedurą i ma zastosowanie raczej do wykrywania dużych odchyłeń od założonych rozkładów. W związku z tym do oceny dobroci dopasowania dodatkowo zastosowano następujące testy: Liao i Shimokawy (LiS) (Liao i Shimokawa 1999) oraz Kuipera (K).

Statystyka Liao i Shimokawy L_N :

$$L_N = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \frac{\max \left[\frac{i}{N} - F_0(x_i; \hat{\theta}), F_0(x_i; \hat{\theta}) - \frac{i-1}{N} \right]}{\sqrt{F_0(x_i; \hat{\theta}) [1 - F_0(x_i; \hat{\theta})]}} \quad (4)$$

gdzie N jest liczebnością próby losowej, natomiast $F_0(x_i; \hat{\theta})$ jest dystrybuantą teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa dla oszacowanego wektora parametrów $\hat{\theta}$.

Statystyka L_N jest średnią ważoną odległości między teoretycznym a empirycznym rozkładem prawdopodobieństwa w całym zakresie realizacji badanej zmiennej losowej i uważana jest za najodpowiedniejszą (Liao i Shimokawa 1999) do statystycznego testowania rozkładu Gumbela i 2-parametrowego rozkładu Weibulla.

Do porównywania funkcji rozkładów prawdopodobieństwa w obszarze dolnego i górnego ogona zastosowano test Kuipera. Statystyka Kuipera V_N :

$$V_N = \max_{1 \leq i \leq N} (\hat{\delta}_i^+) + \max_{1 \leq i \leq N} (\hat{\delta}_i^-), \text{ gdzie: } \hat{\delta}_i^+ = \max \left[\frac{i}{N} - F_0(x_i; \hat{\theta}) \right], \hat{\delta}_i^- = \max \left[F_0(x_i; \hat{\theta}) - \frac{i-1}{N} \right] \quad (5)$$

Statystyki Kuipera $\hat{\delta}^+$ i $\hat{\delta}^-$ reprezentują absolutną wielkość dodatniej i ujemnej największej odległości między funkcjami teoretycznego i empirycznego rozkładu prawdopodobieństwa. Statystyka V_N jest sumą $\hat{\delta}^+$ i $\hat{\delta}^-$, co powoduje, że jest czuła zarówno w obszarach ogonowych jak i w okolicach mediany.

Wartości obliczonych statystyk dla każdego badanego rozkładu teoretycznego porównano z wartościami krytycznymi otrzymanymi metodą bootstrapową (Amal 2006).

2.3.2. Algorytm obliczania statystyk: D_N , L_N , V_N oraz wyznaczania wartości krytycznych t_{kr} . przy założonym poziomie istotności $\alpha = 0,05$ i $0,01$

1. Uporządkowanie rosnąco realizacji zaobserwowanej zmiennej losowej tj., $x_1 < x_2 < \dots < x_N$.
2. Oszacowanie parametrów $\hat{\theta}$ wybranych rozkładów teoretycznych.
3. Obliczenie statystyk: D_N , L_N , V_N .
4. Wygenerowanie realizacji zmiennej losowej z rozkładu równomiernego $[0, 1]$ i uporządkowanie rosnąco tj. $u_1 < u_2 < \dots < u_N$.
5. Transformowanie realizacji zmiennej losowej z rozkładu równomiernego do teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa z parametrami $\hat{\theta}$ zgodnie ze wzorem $x_i^* = F^{-1}(u_i)$, gdzie: $i = 1, 2, \dots, N$, czyli wygenerowanie realizacji zmiennej losowej z wybranego teoretycznego rozkładu z parametrami $\hat{\theta}$ tj. $x_1^* < x_2^* < \dots < x_N^*$.
6. Oszacowanie parametrów $\hat{\theta}$ dla danego teoretycznego rozkładu prawdopodobieństwa $F_0(x; \theta)$.
7. Obliczenie dystrybuanty $F_0(x_i^*; \hat{\theta})$ z parametrami $\hat{\theta}$.
8. Obliczenie statystyk: D_N^* , L_N^* , V_N^* .
9. Powtórzenie kroków 4-8 k -krotne, gdzie $k > 1000$, tzw. powtórzenie bootstrapowe.
10. W każdym kroku procedury obliczenie wartości krytycznej testów: K-S, LiS i K przy poziomie istotności $\alpha=0,05$ i $0,01$, czyli $D_N^{*(1)}, D_N^{*(2)}, \dots, D_N^{*(k)}$, $L_N^{*(1)}, L_N^{*(2)}, \dots, L_N^{*(k)}$ i $V_N^{*(1)}, V_N^{*(2)}, \dots, V_N^{*(k)}$.

3. WYNIKI BADAŃ

3.1. Charakterystyki rozkładu prawdopodobieństwa

W pierwszym etapie procedury zestawiono próbę losową zmiennych H_{UST} i Q_{CHA} o liczebności $N = 123$. Dla każdej zmiennej losowej określono charakterystyki rozkładu: asymetrii, koncentracji, rozproszenia i położenia (tab. 2).

Tablica 2

Charakterystyki rozkładu maksymalnego poziomu morza w Ustce w czasie wezbrań sztormowych H_{UST} i odpowiadającemu temu zdarzeniu charakterystyki rozkładu przepływu w Charnowie na rzece Słupi Q_{CHA}

	H_{UST} , cm	Q_{CHA} , m ³ s ⁻¹
Miara asymetrii rozkładu		
Współczynnik skośności	1,317	0,692
Miara koncentracji rozkładu		
Współczynnik skupienia (kurtoza)	1,905	-0,217
Miary rozproszenia rozkładu		
Odchylenie standardowe	10,591	5,056
Miary położenia rozkładu		
Średnia arytmetyczna	587,033	24,358
Mediana	585,000	23,200

Dodatnia skośność wskazuje na prawostronną asymetrię (wydłużone ramię rozkładu). Oznacza to, że prawy ogon obu rozkładów jest grubszy od lewego. Dodatni współczynnik skupienia dla rozkładu zmiennej losowej H_{UST} oznacza grubszy ogon w porównaniu do rozkładu normalnego. W pewnym uproszczeniu można powiedzieć, że rozkład z grubymi ogonami to taki, w którym prawdopodobieństwo otrzymania wartości odległej od średniej jest stosunkowo duże (tzn. większe niż w przypadku rozkładu normalnego). Do opisu rozkładów prawdopodobieństwa wartości maksymalnych powodzi potrzebne są modele dobrze opisujące ten rejon, gdyż odpowiada on wystąpieniu (przepływów, poziomów morza) powodujących największe straty w czasie powodzi.

3.2. Wybór dla każdego typu rozkładu prawdopodobieństwa funkcji, dla której statystyka A-D uzyskała najmniejszą wartość

Analizie wyboru rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej H_{UST} i Q_{CHA} poddano 8 modeli matematycznych. Parametry rozkładu Gumbela maksimum estymowano metodą momentów, natomiast parametry pozostałych rozkładów metodą największej wiarygodności. W przypadku rozkładów LN, GA, WE, IGa, GE i LL wartość dolnego ograniczenia d rozkładu prawdopodobieństwa dobierano na podstawie kryterium informacyjnego AIC, statystyki K-S i A-D. W tablicy 3 zawarto wyniki oceny dopasowania teoretycznych rozkładów z dolnym ograniczeniem rozkładu prawdopodobieństwa d minimalizowanym wg kryterium AIC, K-S i A-D.

W przypadku rozkładu prawdopodobieństwa WE i IGa zmiennej losowej H_{UST} , niezależnie od przyjętego kryterium minimalizowania dolnego ograniczenia d uzys-

kano takie same postaci funkcji rozkładów prawdopodobieństwa. Zgodnie z przyjętym założeniem, do dalszej analizy wybrano dla każdego typu rozkładu prawdopodobieństwa funkcję, dla której statystyka A-D uzyskała najmniejszą wartość. W tabelicy 3 wartości statystyki A-D dla wybranych rozkładów zaznaczono pogrubioną czcionką.

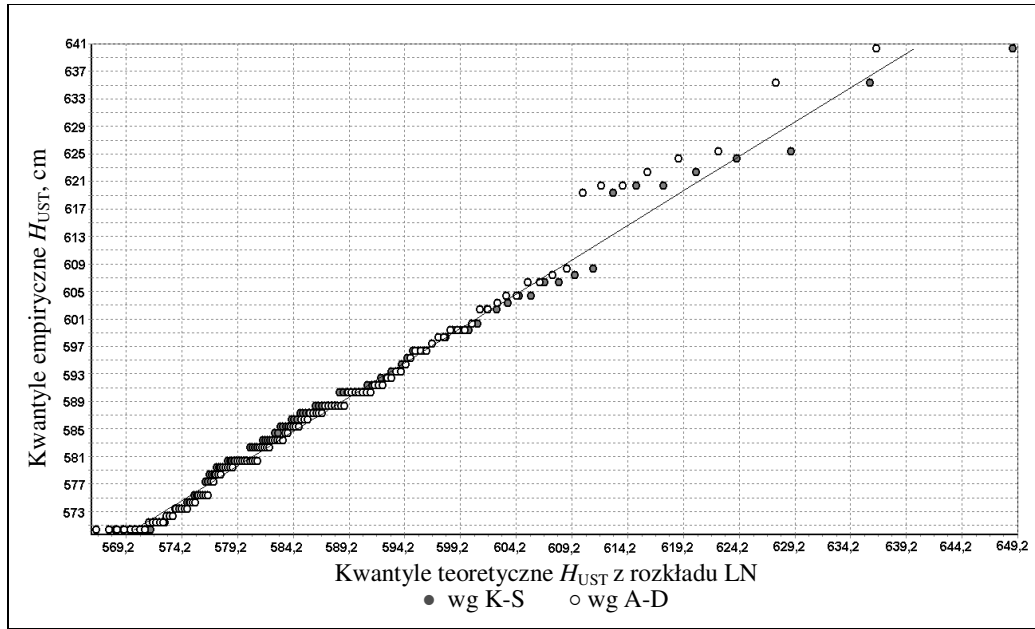
Tablica. 3

Wyniki wyboru funkcji rozkładów prawdopodobieństwa z parametrem d minimalizowanym według kryterium AIC, K-S i A-D dla zmiennej losowej H_{UST} i Q_{CHA}

ROZKŁAD	H_{UST} , cm	Q_{CHA} , m ³ s ⁻¹
	A-D	A-D
LN _{AIC}	0,8222	0,4549
LN _{K-S}	0,8222	0,5973
LN _{A-D}	0,5448	0,4713
GA _{AIC}	2,9546	0,4537
GA _{K-S}	0,5665	0,6778
GA _{A-D}	0,5665	0,4847
WE _{AIC}	0,9739	0,5382
WE _{K-S}	0,9739	0,7979
WE _{A-D}	0,9739	0,5167
IGa _{AIC}	1,0031	0,4758
IGa _{K-S}	1,0031	0,5921
IGa _{A-D}	1,0031	0,6145
GE _{AIC}	3,8387	0,4585
GE _{K-S}	22,2138	0,4585
GE _{A-D}	brak zbieżności rozwiązania	brak zbieżności rozwiązania
LL _{AIC}	0,8024	0,4696
LL _{K-S}	0,8024	0,5758
LL _{A-D}	0,6015	1,0993

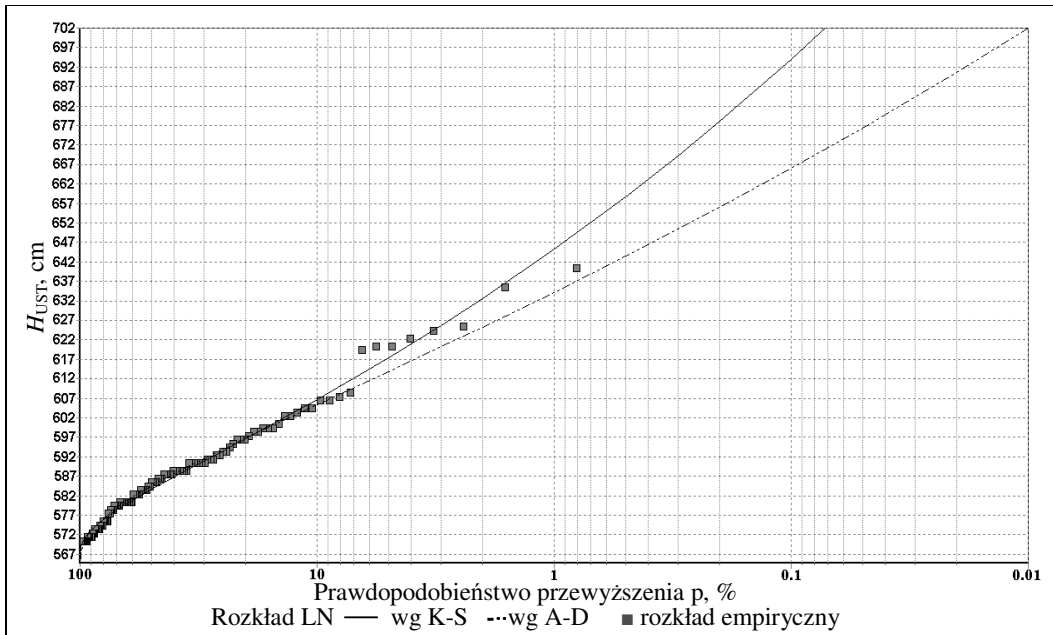
Jednym ze sposobów oszacowania jakości rozkładów teoretycznych jest porównanie wykresów zaobserwowanych rozkładów z dopasowanymi rozkładami teoretycznymi. Na wykresach $q-q$ (kwantyl empiryczny-kwantyl teoretyczny), obserwowane wartości realizacji zmiennej losowej wykreślone są względem oczekiwanych wartości wynikających z testowanego rozkładu. Na przykład, na rys. 2 przedstawiono wykres $q-q$ porównujący dopasowanie teoretycznego rozkładu log-normalnego z dolnym ograniczeniem rozkładu prawdopodobieństwa d minimalizowanym wg kryterium K-S (LN_{wg K-S}) i A-D (LN_{wg A-D}) do zaobserwowanych realizacji zmiennej losowej H_{UST} .

Dobre dopasowanie teoretycznego rozkładu do danych mamy wtedy, gdy otrzymane punkty układają się wzdłuż linii prostej. Na podstawie wizualnej analizy wykresu można stwierdzić, że oba rozkłady LN_{wg K-S} i LN_{wg A-D} są do siebie zbliżone i dobrze aproksymują rozkład empiryczny. Rozkład LN_{wg A-D} charakteryzuje się lżejszym ogonem w górnym obszarze rozkładu (punkty ułożone powyżej linii prostej) w porównaniu do rozkładu LN_{wg K-S}.



Rys. 2. Wykres $q-q$ (kwantyl empiryczny-kwantyl teoretyczny) dla rozkładu log-normalnego z dolnym ograniczeniem rozkładu d minimalizowanym według kryterium K-S i A-D

Na rys. 3 porównano wykresy funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia maksymalnych poziomów morza dla rozkładu $LN_{wg\ K-S}$ z rozkładem $LN_{wg\ A-D}$.



Rys. 3. Wykresy funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia zmiennej losowej H_{UST} dla rozkładu log-normalnego z dolnym ograniczeniem rozkładu d minimalizowanym według kryterium K-S i A-D

Na podstawie przeprowadzonej oceny dobroci dopasowania rozkładów teoretycznych do danych (tab. 3) do dalszej analizy wybrano następujące rozkłady:

- $LN_{wg\ A-D}$, $GA_{wg\ K-S}$, $WE_{wg\ AIC}$, $IGa_{wg\ AIC}$, $GE_{wg\ AIC}$ oraz $LL_{wg\ A-D}$ dla zmiennej losowej H_{UST} ,
- $LN_{wg\ AIC}$, $GA_{wg\ AIC}$, $WE_{wg\ A-D}$, $IGa_{wg\ AIC}$, $GE_{wg\ AIC}$, $LL_{wg\ AIC}$ dla zmiennej Q_{CHAR} .

Zbiór potencjalnych najlepszych modeli dla poszczególnych typów rozkładów prawdopodobieństwa uzupełniono 3-parametrowym rozkładem GEV i 2-parametrowym rozkładem G_{\max} .

3.3. Wybór najlepiej dopasowanej funkcji wg kryterium informacyjnego Akaike i statystyki Andersona-Darlinga dla zmiennej losowej H_{UST}

W kolejnym etapie procedury porównano otrzymane w rozdziale (3.2) potencjalny zbiór najlepiej dopasowanych rozkładów teoretycznych z rozkładem empirycznym. Analizę wykonano za pomocą testów statystycznych: K-S, LiS i K. Wyniki analizy dla zmiennej H_{UST} przedstawiono w tablicy 4.

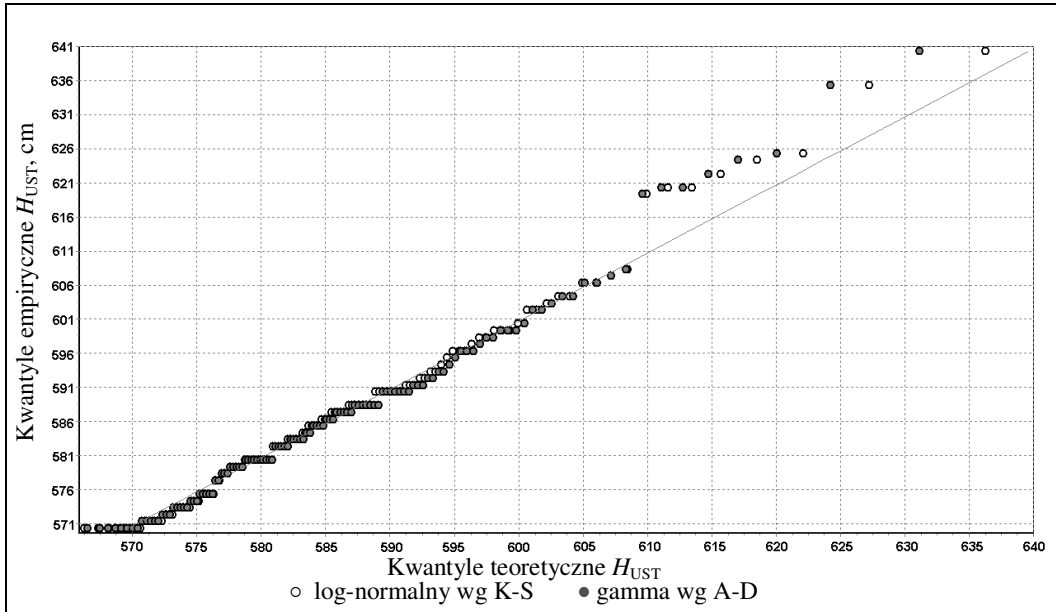
Tablica 4

Wyniki testów statystycznych dla zmiennej losowej H_{UST} .

	K-S	LiS	K	AIC	wg AIC	A-D	wg AD
LN _{A-D}	0,0647	0,6789	0,1058	963,6330	2	0,5448	1
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0782	0,8308	0,1316				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0913	1,0607	0,1512				
GA _{K-S}	0,0553	0,6954	0,1037	963,0232	1	0,5665	2
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0692	0,8824	0,1300				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0832	1,2552	0,1489				
WE _{AIC}	0,0756	0,8828	0,1503	970,4102	-	0,9739	-
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0770	0,8299	0,1320				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0902	1,0046	0,1529				
IGa _{AIC}	0,0826	0,9755	0,1395	960,7129	-	1,0031	-
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0788	0,8380	0,1312				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0923	1,0693	0,1512				
GE _{AIC}	0,1430	1,9437	0,2387	987,7642	-	3,8387	-
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0787	0,8849	0,1342				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0957	1,0457	0,1561				
LL _{A-D}	0,0642	0,6682	0,1262	970,9282	4	0,6015	3
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0744	0,8288	0,1283				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0848	0,9857	0,1453				
GEV	0,0631	0,7799	0,1204	964,5481	3	0,6816	4
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0752	0,8292	0,1254				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0853	0,9873	0,1449				
G_{\max}	0,0738	0,6915	0,1305			0,6867	5
$\alpha_{kt}=0,05$	0,0831	1,0637	0,1445				
$\alpha_{kt}=0,01$	0,0999	1,2906	0,1705				

Testowano hipotezę o zgodności rozkładu empirycznego z teoretycznym przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$ i $0,05$. W przypadku rozkładu prawdopodobieństwa GE, analizowane testy odrzuciły prawdziwość hipotezy przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$, natomiast dla rozkładów WE i IGa przy poziomie istotności $\alpha = 0,05$ (szare pola w tablicy 4). Kryterium informacyjne AIC zostało wyznaczone dla modeli szacowanych metodą największej wiarygodności. Na podstawie kryterium AIC, najlepsze dopasowanie uzyskano dla modelu GA z parametrem dolnego ograniczenia rozkładu prawdopodobieństwa d minimalizowanym wg kryterium minimalnej odległości Kołmogorowa ($GA_{wg\ K-S}$). Wartość statystyki A-D za najlepiej dopasowany teoretyczny model uznała rozkład LN z parametrem d minimalizowanym według statystyki Andersona-Darlinga ($LN_{wg\ A-D}$).

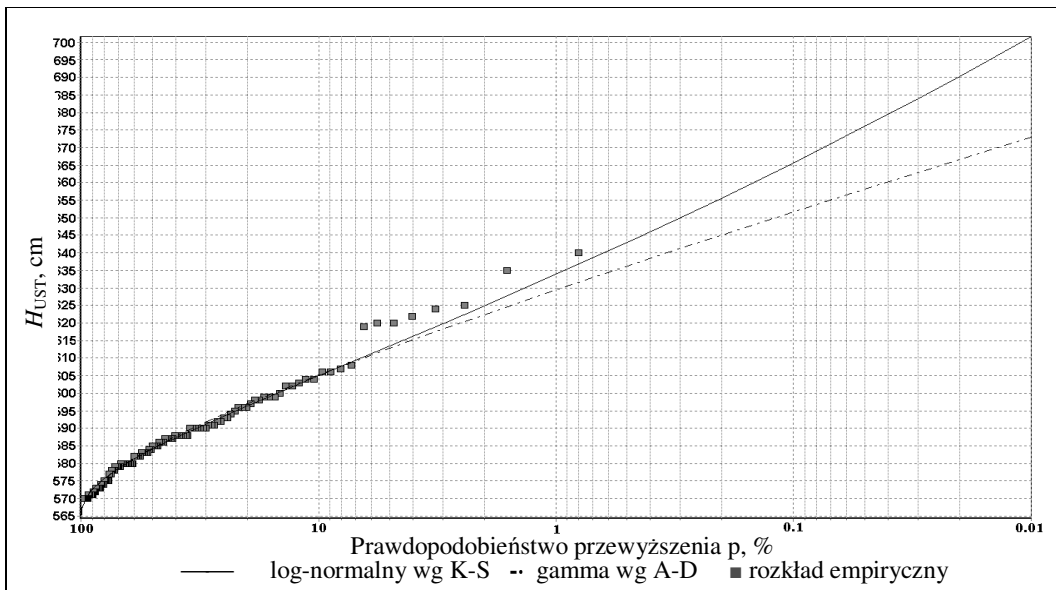
Na rys. 4 porównano dopasowanie teoretycznych rozkładów LNwg A-D i GAwg K-S do zaobserwowanych danych.



Rys. 4. Wykres $q-q$ dla rozkładu log-normalnego i gamma. Dolne ograniczenie d rozkładu log-normalnego minimalizowano wg kryterium A-D, natomiast rozkładu gamma wg kryterium K-S.

Na wykresie $q-q$ wyraźnie widać mniejszy rozrzut obserwowanych wartości względem oczekiwanych wynikających z testowanego rozkładu LN_{wg} A-D (kółka bez wypełnienia) w porównaniu do rozkładu GA_{wg} K-S (wypełnione kółka).

Porównanie funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia zmiennej losowej H_{UST} dla rozkładu LN_{wg} A-D z funkcją dla rozkładu GA_{wg} K-S pokazano na rys. 5.



Rys. 5. Wykresy funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia zmiennej losowej H_{UST} dla rozkładu log-normalnego z dolnym ograniczeniem d minimalizowanym wg kryterium A-D i rozkładu gamma wg K-S.

3.4. Wybór najlepiej dopasowanej funkcji wg kryterium informacyjnego Akaike i statystyki Andersona-Darlinga dla zmiennej losowej Q_{CHA}

Otrzymany w rozdziale (3.2) potencjalny zbiór najlepiej dopasowanych rozkładów teoretycznych z rozkładem empirycznym dla zmiennej losowej Q_{CHA} porównano za pomocą testów statystycznych: K-S, LiS i K. Wyniki procedury porównania rozkładów teoretycznych z rozkładem empirycznym przedstawiono w tab. 5.

Wartość kryterium informacyjnego AIC została wyznaczona dla modeli szacowanych metodą największej wiarygodności, natomiast statystykę A-D zastosowano dla każdego analizowanego rozkładu prawdopodobieństwa.

Na podstawie wyników oceny dopasowania modelu do danych dla zmiennej losowej Q_{CHA} (tab. 5), należy stwierdzić, że żaden z zastosowanych testów nie odrzucił hipotezy o zgodności rozkładu prawdopodobieństwa empirycznego z teoretycznym przy poziomie istotności $\alpha = 0,01$ i $0,05$.

W ostatnich kolumnach tab. 5 umieszczono klasyfikację badanych rozkładów prawdopodobieństwa wg kryterium informacyjnego AIC oraz statystyki A-D.

Na podstawie kryterium informacyjnego AIC, najlepsze dopasowanie uzyskano dla modelu WE z parametrem dolnego ograniczenia rozkładu prawdopodobieństwa d minimalizowanym wg statystyki Andersona-Darlinga ($WE_{wg\ A-D}$). Według statystyki A-D rozkład $WE_{wg\ A-D}$ zajął dopiero 7 miejsce. Kryterium odległości A-D za najlepiej dopasowany teoretyczny model uznała rozkład GA z parametrem d minimalizowanym wg kryterium informacyjnego AIC ($GA_{wg\ AIC}$).

Tablica 5

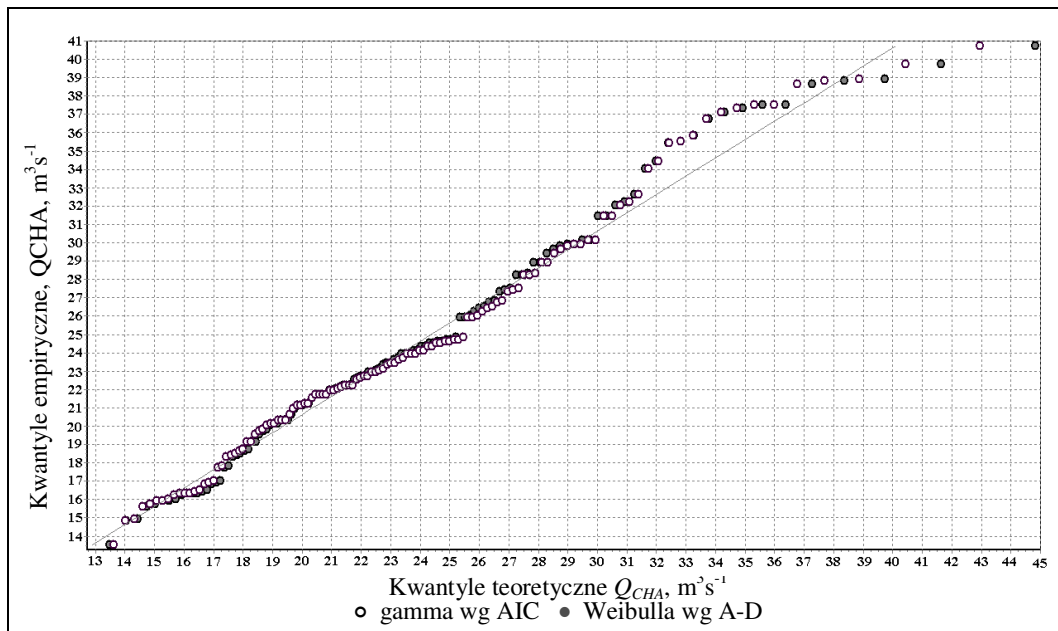
Wyniki testów statystycznych dla zmiennej losowej Q_{CHA} .

	K-S	LiS	K	AIC	wg AIC	A-D	wg AD
LN_{AIC}	0,0580	0,6589	0,1029	793,2007	4	0,4549	2
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0782	0,8308	0,1316				
GA_{AIC}	0,0609	0,6676	0,1099	791,6820	2	0,4537	1
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0692	0,8824	0,1300				
WE_{A-D}	0,0730	0,7598	0,1217	791,5145	1	0,5167	7
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0770	0,8299	0,1320				
lGa_{AIC}	0,0579	0,6599	0,1052	792,6553	3	0,4558	3
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0788	0,8380	0,1312				
GE_{AIC}	0,0575	0,6625	0,1000	793,7283	5	0,4585	4
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0787	0,8849	0,1342				
LL_{AIC}	0,0527	0,6383	0,0918	797,7303	7	0,4696	5
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0744	0,8288	0,1283				
GEV	0,0601	0,6773	0,1041	793,8339	6	0,4791	6
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0752	0,8292	0,1254				
G_{max}	0,0585	0,7037	0,1029			0,5426	8
$\alpha_{kr}=0,05$	0,0831	1,0637	0,1445				

Rys. 6 przedstawia wykres porównujący kwantyle empiryczne z kwantylami teoretycznymi otrzymanymi z rozkładów $WE_{wg\ A-D}$ i $GA_{wg\ AIC}$.

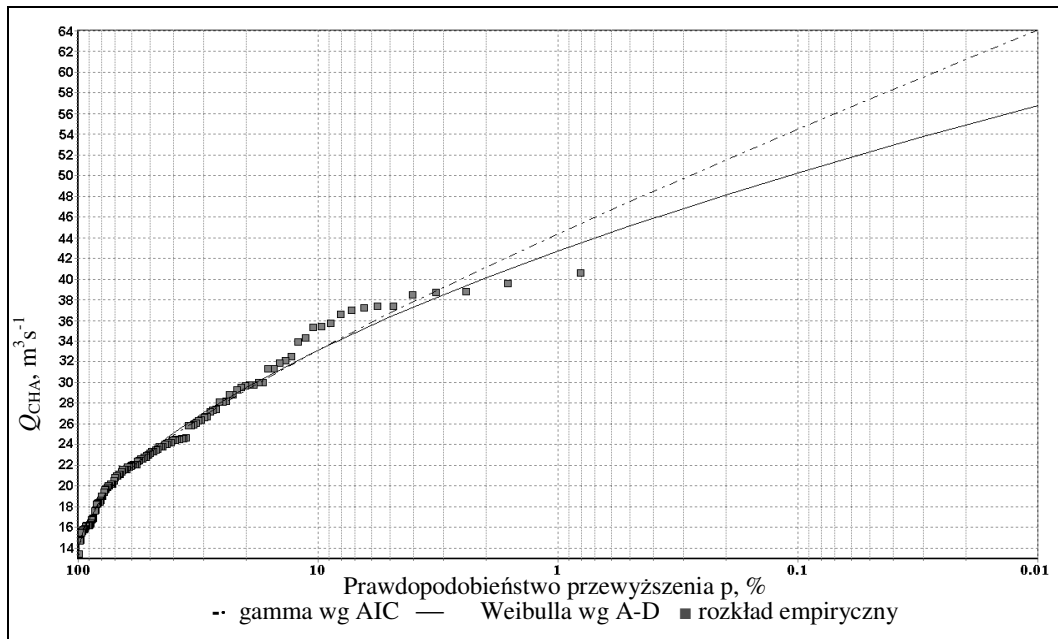
Oba analizowane rozkłady prawdopodobieństwa $WE_{wg\ A-D}$ i $GA_{wg\ AIC}$ charakteryzują się grubymi ogonami (punkty układają się poniżej linii prostej). Widoczna jest asymetria pomiędzy lewymi i prawymi ogonami. W górnym obszarze

rozkładu zaobserwowano mniejszy rozrzut obserwowanych wartości względem oczekiwanych wynikających z testowanego rozkładu $GA_{wg\ AIC}$ (kółka bez wypełnienia) w porównaniu do rozkładu $WE_{wg\ A-D}$ (wypełnione kółka).



Rys. 6. Wykres $q-q$ dla rozkładu gamma i Weibulla. Dolne ograniczenie d rozkładu gamma minimalizowano wg kryterium AIC, natomiast rozkładu Weibulla wg kryterium A-D.

Na rys. 7 porównano funkcje prawdopodobieństwa przewyższenia zmiennej losowej Q_{CHA} dla rozkładu $GA_{wg\ AIC}$ z funkcją rozkładu $WE_{wg\ A-D}$.



Rys. 7. Wykresy funkcji prawdopodobieństwa przewyższenia zmiennej losowej Q_{CHA} dla rozkładu gamma z dolnym ograniczeniem rozkładu d minimalizowanym wg AIC i rozkładu Weibulla wg A-D.

4. PODSUMOWANIE

W artykule opisano analizę częstotliwości dwóch zmiennych losowych: najwyższego poziomu morza zaobserwowanego w czasie wezbrań sztormowych w Ustce, H_{UST} , i korespondującego z tym zdarzeniem przepływu w ujściowym odcinku rzeki Słupi w profilu wodowskazowym w Charnowie, Q . Dane pomiarowe dotyczyły okresu obserwacji od 1967 do 2005 roku. W każdym roku hydrologicznym zaobserwowano więcej niż jedno zdarzenie sztormowe mające wpływ na wielkość przepływu w ujściowym odcinku rzeki Słupi.

Procedura wyboru rozkładu prawdopodobieństwa wartości maksymalnych realizowana jest w kilku krokach.

W pierwszej kolejności wyznaczane są charakterystyki rozkładu prawdopodobieństwa, będące podstawą do ustalenia zbioru możliwych do zastosowania modeli matematycznych własności losowych analizowanych zmiennych.

Do opisu zależności wartości realizacji obu badanych zmiennych losowych od prawdopodobieństwa przewyższenia zastosowano następujące funkcje rozkładów prawdopodobieństwa: 3 parametrowe rozkłady: log-normalny, gamma, Weibulla, odwrócony rozkład gaussowski, uogólniony rozkład wykładniczy, log-logistyczny, uogólniony rozkład wartości ekstremalnych oraz 2 parametrowy rozkład Gumbela maksimum.

Parametry rozkładu G_{max} estymowano metodą momentów. Parametry pozostałych rozkładów metodą największej wiarygodności.

W pracy porównano funkcje rozkładu prawdopodobieństwa z parametrem dolnego ograniczenia d dobieranym wg kryterium informacyjnego Akaike, odległości Kołmogorowa i statystyki Andersona-Darlinga. Zgodnie z przyjętym w pracy założeniem do dalszej analizy wybrano dla każdego typu rozkładu prawdopodobieństwa funkcję, dla której statystyka A-D uzyskała najmniejszą wartość. Wybór statystyki A-D jako kryterium doboru wartości dolnego ograniczenia zmiennej losowej wynika z faktu, iż jest bardziej czuła w obszarach ogonowych testowanego rozkładu prawdopodobieństwa na przykład w porównaniu do odległości Kołmogorowa.

W ostatnim kroku procedury porównano teoretyczne rozkłady z rozkładem empirycznym za pomocą testów: K-S, LiS i K. Modele, dla których zastosowane testy nie odrzuciły hipotezy o zgodności rozkładu empirycznego z teoretycznym uporządkowano wg minimalnej wartości kryterium informacyjnego AIC i statystyki A-D. Na podstawie kryterium informacyjnego AIC, za najlepszy model teoretyczny rozkładu prawdopodobieństwa zmiennej losowej H_{UST} przyjęto rozkład $GA_{wg\ K-S}$, a w przypadku zmiennej losowej Q_{CHA} rozkład $WE_{wg\ A-D}$. Wybór najlepszego rozkładu wg minimalnej wartości statystyki A-D wskazał odpowiednio rozkład $LN_{wg\ A-D}$ i $GA_{wg\ AIC}$.

W obu analizowanych przypadkach statystyka A-D wybrała rozkład z mniejszym rozrzutem obserwowanych wartości względem oczekiwanych wynikających z testowanego rozkładu. Uogólnienie powyższego wniosku wymaga dalszych badań.

SELECTION OF EXTREME VALUE PROBABILITY DISTRIBUTION ON EXAMPLE OF STORM SURGES AND BACKWATER ON THE SLUPIA RIVER ANALYSIS

Summary

The paper presents an algorithm of extreme value probability distribution selection on example of storm surges frequency analysis. The maximum water level observed in the coastal area at Ustka in the period 1967-2005 H_{UST} and correspondent of the event the peak of discharge observed in outlet of Slupia river at the Charnowo Q_{CHA} were analyzed. The following probability distribution functions were taken for the analysis: 3-parameter distributions: lognormal, gamma, Weibull, inverse Gaussian, generalized exponential, loglogistic, generalized extreme value, and 2-parameter Gumbel maximum distribution. Depending on the type of distribution function the lower limit of the distribution was evaluated on the base of Akaike information criterion, minimum Kolmogorov distance and minimum of Anderson-Darling statistic. To measure the distance between continuous distribution function and empirical distribution function the goodness-of-fit tests: Kolmogorov-Smirnov (K-S) test, Liao and Shimokawa (L&S) and Kuiper statistics were used.

BIBLIOGRAFIA

- Akaike H., 1974, *A new look at the statistical model identification*. IEEE Trans Autom. Control AC 19(6), s. 716-722.
- Amal SH., 1906, *Goodness-of-fit for the generalized exponential distribution*. INTERNET-adres: interstat.statjournals.net/YEAR/205/articles/0507001.pdf.
- Anderson T. W., Darling D. A., 1954, *A test of goodness-of-fit*. Journal Amer. Statist. Assoc. 49, s. 310-500.
- Brzeziński J., 1910, *Zastosowanie uogólnionego rozkładu wykładniczego w analizie sezonowych przepływów maksymalnych rocznych*, [w:] Hydrologia w inżynierii i gospodarce wodnej T.1, red. B. Więzik. Warszawa, Monografie Komitetu Inżynierii Środowiska PAN.
- Gupta R. D., Kundu D., 1999, *Generalized exponential distributions*. Australia and New Zeland Journal of Statistics, vol. 41.
- Jednorą T., 1987, *Zastosowanie statystyki matematycznej w badaniach morza*. Wydaw. Instytutu Morskiego, Gdańsk.
- Lambor J., 1962, *Metody prognoz hydrologicznych*. Warszawa, WKiŁ, s.34.
- Ostrowski J., 1999, *Katastrofalne powodzie lokalne w małych zlewniach*, [w:] Funkcjonowanie geosystemów zlewni rzecznych. Powodzie rzek Przymorza i innych regionów Polski. Uwarunkowania, przebieg i skutki w środowisku przyrodniczym, red. A. Kostrzewski. Poznań, Wydaw. Naukowe Uniwersytetu im. A. Mickiewicza w Poznaniu.
- Liao M., Shimokawa T., 1999, *A new goodness-of-fit test for Type-I extreme value and 2-parameter Weibull distributions with estimated parameters*. Journal of Statistical Computation and Simulation, 64, s. 23-48.
- Wiśniewski B., Wolski T., 1990, *Occurence probability of maximum sea levels in Polish ports of Baltic Sea coast*. Polish Maritime Research, 3.
- Wróblewski A., 1975, *Prawdopodobieństwo maksymalnych rocznych poziomów Morza Bałtyckiego w Nowym Porcie, Kołobrzegu i Świnoujściu*. Oceanology 6, s. 37-53.

**Marzena OSUCH¹, Renata ROMANOWICZ¹
Emmanuel PAQUET², Frederico GARAVAGLIA²**

¹Instytut Geofizyki Polskiej Akademii Nauk, Warszawa, Polska
²EDF/DTG, Grenoble, Francja

ZASTOSOWANIA METODY SCHADEX DO ESTYMACJI PRZEPIYWÓW MAKSYMALNYCH O OKREŚLONYM PRAWDOPODOBIENSTWIE PRZEWYŻSZENIA W ZLEWNI NYSY KŁODZKIEJ

1. WPROWADZENIE

Zgodnie z obowiązującymi ustaleniami (CUGW 1969; Ozga-Zielińska i in. 1999) w Polsce do wyznaczania kwantyli powodziowych w zlewniach kontrolowanych z długimi ciągami danych rekomendowana jest metoda statystyczna. W metodzie tej oszacowania przepływów o określonym okresie powtarzalności wykonuje się na podstawie obserwowanego ciągu przepływów maksymalnych rocznych lub sezonowych. W ciągu ostatnich lat wiele prac wskazuje na zmiany częstości występowania oraz intensywności ekstremalnych opadów oraz z nimi powiązanych przepływów (IMGW 2012). Z tego powodu wymagania odnośnie stacjonarności ciągów pomiarowych niekoniecznie muszą być spełnione.

Innym sposobem szacowania kwantyli powodziowych jest metoda ciągłych symulacji systemu zlewniowego (CS). Szczegółowy opis tej metody oraz dotychczasowych jej zastosowań zawarty jest np. w pracy Boughton i Droop (2003). Po raz pierwszy metoda CS oraz jej aplikacja do estymacji kwantyli powodziowych została przedstawiona w pracy Eaglesona (1972). Kolejne zastosowania metody ciągłych symulacji opisano w pracach Bevena (1986, 1987), Blazkovej i Bevena (1997, 2002), Lamba (1999), Camerona i in. (1999, 2000a,b). Metoda ta była używana w Australii (Boughton i Droop 2003), Szwajcarii (Viviroli i in. 2009a; Viviroli i in. 2009b), Stanach Zjednoczonych (Soong i in. 2005) oraz Wielkiej Brytanii (Faulkner i Wass 2005). Przedstawione użycia metody ciągłych symulacji znacznie się różnią w zależności od lokalizacji zlewni oraz zastosowanych modeli opadu oraz opad-odpływ.

W Polsce metoda ciągłych symulacji jest rekomendowana do szacowania przepływów o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia dla zlewni niekontrolowanych o powierzchni do 50 km² (CUGW 1969; Stachy i in. 1998; Banasik 2009; Więzik 2010). W polskiej literaturze podejście to jest opisywane między innymi w pracach Soczyńskiej (1982, 1987, 1989, 1997), Ciepiewskiego i Dąbkowskiego (2006) oraz Więzika (2010). W większości cytowanych prac, przy określenia opadów miarodajnych do obliczeń wykorzystywane są mapy dobowych sum opadu o prawdopodobieństwie przewyższenia 1% opracowane przez IMGW. Dla innych wartości prawdopodobieństwa przewyższenia, wysokość opadu o różnym

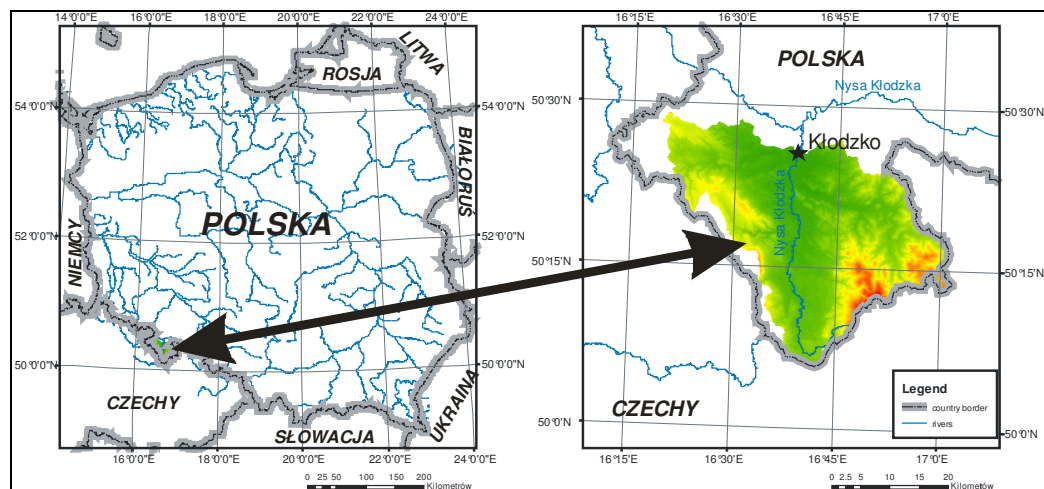
czasie trwania oblicza się metodą regionów (Bogdanowicz i Stachy 1998). Do transformacji opadu w odpływ stosowane są różne modele, między innymi: Snydera, Wackermanna, Nasha oraz model geomorfologiczny GEOM (Banasik 2009; Więzik 2010). W *Vademecum ochrony przeciwpowodziowej* (Bednarczyk i in. 2006), w zastosowaniach metody symulacyjnej rekomenduje się aplikacje modeli opad-odpływ, które nie są skomplikowane, a zarazem dają korzystne wyniki podczas weryfikacji, np. model geomorfologiczny.

W tej pracy, po raz pierwszy w Polsce, na przykładzie zlewni Nysy Kłodzkiej do estymacji kwantyli powodziowych zastosowano metodę SCHADDEX (Paquet i in. 2006) opracowaną w EDF/DTG z Grenoble, w której korzysta się z probabilistycznego modelu opadu oraz konceptualnego modelu opad-odpływ MORDOR. Dotychczas w literaturze polskiej oraz międzynarodowej brakowało porównań wyników oszacowań kwantyli powodziowych za pomocą metody ciągłych symulacji z metodą statystyczną. Takie porównanie jest głównym celem tej pracy.

2. OBSZAR BADAŃ

W pracy metoda SCHADDEX została zastosowana do oceny kwantyli powodziowych w zlewni Nysy Kłodzkiej do przekroju Kłodzko. Zlewnia ta jest położona w Polsce Południowo Zachodniej. Powierzchnia zlewni do wodowskazu Kłodzko wynosi 1083 km². Jest to zlewnia góraska ze spadkiem terenu około 1%. Na analizowanym terenie Nysa Kłodzka posiada wiele dopływów takich jak: Wilczka, Bystrzyca Kłodzka, Biała Łądecka i Bystrzyca Dusznicka.

Ze względu na częste występowanie powodzi w tym rejonie (między innymi w latach 1967, 1975, 1977, 1980, 1982, 1985, 1997, 1998, 2006 i 2009), zlewnia Nysy Kłodzkiej do wodowskazu Kłodzko jest odpowiednia do zastosowania metody SCHADDEX do oceny przepływów powodziowych.



Rys. 1 Lokalizacja obszaru badań.

3. METODYKA

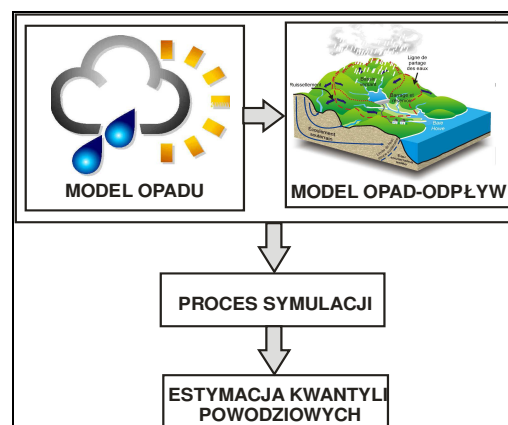
Estymacja przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia za pomocą ciągłego modelowania symulacyjnego (ang. *Continuous Simulation CS*) bazuje na wykorzystaniu modeli opad-odpływ o różnym stopniu

złożoności do transformacji danych opadowych, w przepływy rzeczne. Podejście to należy do technik nowej generacji i jest efektem wzrostu dostępności danych, postępu w hydrologicznych i statystycznych technikach modelowania oraz powszechności dostępu do jednostek o dużych mocach obliczeniowych. Dzięki sprzężeniu modelu opad-odpływ ze stochastycznym modelem opadu, za pomocą symulacji Monte-Carlo można generować długie serie opadów syntetycznych, które po przetransformowaniu w przepływ rzeczny pozwalają wyznaczyć charakterystyki częstotliwościowe powodzi. W porównaniu z podejściem statystycznym, CS jest bardziej skomplikowane numerycznie i wymaga znacznie więcej danych wejściowych, ale stwarza możliwości niedostępne w bezpośredniej analizie statystycznej przepływów rzecznych. Po pierwsze, posiadane obserwacje przepływów obejmują często krótkie okresy, a dane opadowe są zazwyczaj dłuższe i liczniejsze na terenie zlewni. Po drugie, jeśli wybrany model opad-odpływ jest wystarczająco elastyczny, technika CS może być potencjalnie zastosowana dla każdej zlewni, niezależnie od jej złożoności. Wreszcie, użycie fizycznie zorientowanego modelu opad-odpływ powinien doprowadzić do bardziej wiarygodnych prognoz w zlewniach niekontrolowanych. Ponadto możliwa jest analiza wrażliwości estymowanych przepływów powodziowych na zmiany pokrycia terenu, urbanizację czy zmiany klimatyczne.

3.1 Metoda SCHADEX

Jednym z przykładów metody ciągłych symulacji systemu zlewniowego jest metoda SCHADEX (*Simulation Climato-Hydrologique pour l'Appréciation des Débits Extrêmes*) opracowana w EDF z Grenoble we Francji (Paquet i in. 2006). Pierwsza prezentacja tej metody miała miejsce w roku 2006, a od roku 2008 jest to rekomendowana przez EDF metoda estymacji kwantyli powodziowych podczas projektowania i użytkowania zapór. Schemat blokowy metody SCHADEX został przedstawiony na rysunku 2. W metodzie tej można wyróżnić trzy główne moduły: probabilistyczny model opadu, model hydrologiczny opad-odpływ oraz proces symulacji. Bazując na otrzymanych wynikach, syntetycznych ciągach przepływów, wyznaczane są kwantyle powodziowe.

Pierwszym z modułów metody SCHADEX (rys. 2) jest model opadu (Garavaglia i in. 2010, 2011) bazujący na statystycznej i fizycznej analizie pola dobowych sum opadów atmosferycznych oraz układów cyrkulacyjnych. W tym podejściu zakłada się, że czynnik cyrkulacyjny warunkuje występowanie określonych zjawisk, między innymi ekstremalnych opadów (Huth i in. 2008; Ustrnul 2000).

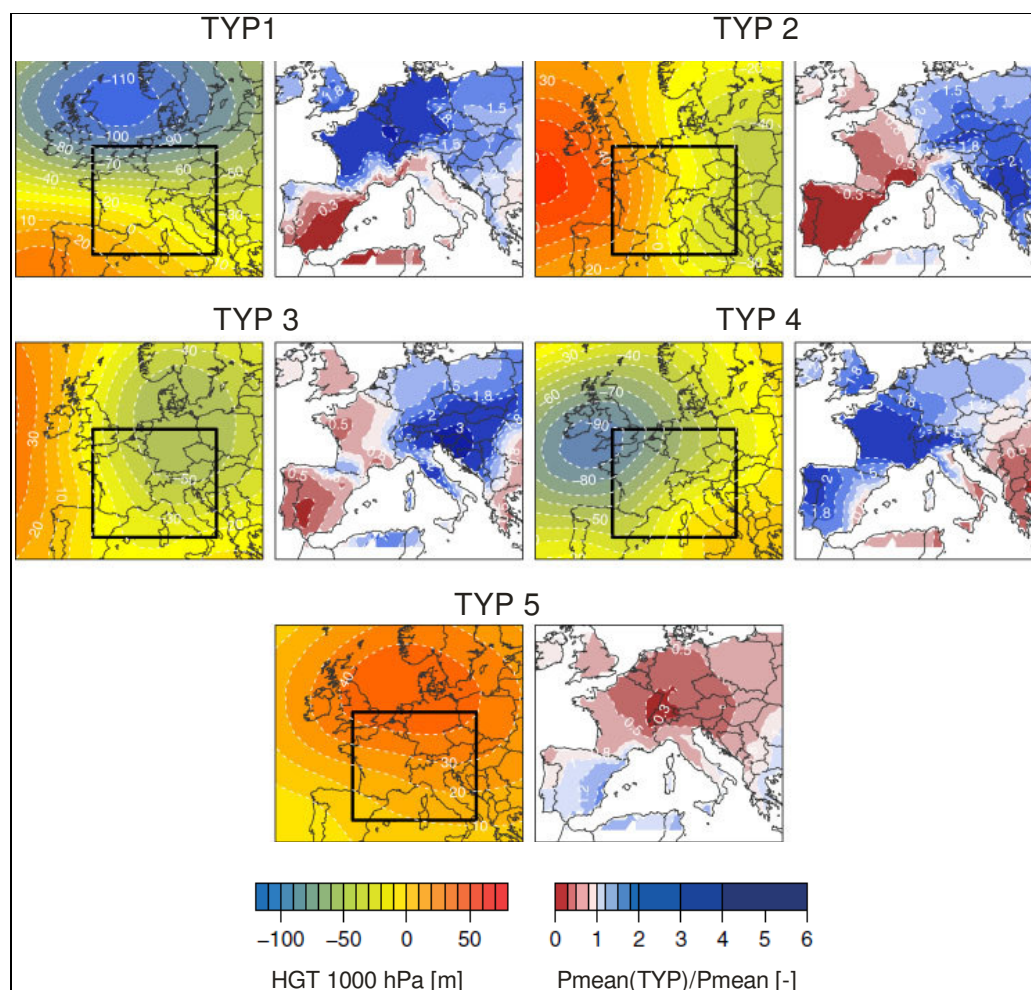


Rys. 2 Schemat blokowy metody SCHADEX.

W kolejnych podrozdziałach przedstawione są główne założenia oraz moduły metody SCHADEX.

3.1.1 Probabilistyczny model opadu

Dla warunków Polski południowo-zachodniej został zaadaptowany model opadu opracowany dla Europy Środkowej (Brigode i in. 2012). Wykorzystano pole dobowych sum opadu z okresu 1950–2008 o rozdzielczości $0,5^\circ$ na $0,5^\circ$, udostępnione przez ECA&D (Haylock i in. 2008) oraz dobowe pole geopotencjału z poziomów 700 i 1000 hPa o rozdzielczości $2,5^\circ$ na $2,5^\circ$, udostępnione przez NCEP/NCAR (Kalnay i in. 1996). Na podstawie przeprowadzonej analizy skupień wydzielono pięć typów kontrastujących ze sobą układów cyrkulacyjnych. Wynikowe typy układów cyrkulacyjnych oraz powiązane z nimi pole opadu przedstawione są na rysunku 3.

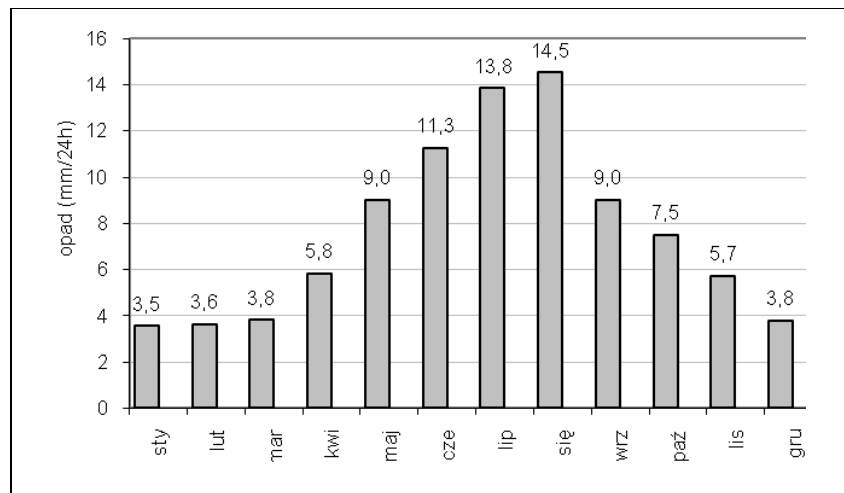


Rys. 3. Ilustracja pięciu typów układów cyrkulacyjnych (anomalie geopotencjału 1000hPa) oraz powiązane z nimi średnie wartości opadu atmosferycznego (iloraz średniej wartości opadu dla każdego typu cyrkulacji i średniej wartości opadu). Źródło: Brigode i in. 2012

Pierwszy typ cyrkulacyjny powiązany jest z silnym układem niskiego ciśnienia na Morzem Północnym. W trakcie tego układu często obserwowane są ekstremalne opady atmosferyczne w Europie Zachodniej na terytorium Francji, Belgii, Holandii i Niemiec. Intensywne opady (większe niż średnia dla całego roku) obserwowane są

również w południowo-zachodniej Polsce. W drugim typie układów cyrkulacyjnych, nad terenem Europy Wschodniej oraz Południowej zalega płytki ośrodek niżowy, a nad Atlantykiem płytki ośrodek wyżowy. W trakcie drugiego układu cyrkulacyjnego obserwowane są intensywne opady w południowo-wschodniej Europie o najwyższych sumach opadu na terenie Albanii, Serbii, Bośni i Czarnogóry. Trzeci typ cyrkulacji powiązany jest z rozległym i płytkim niżem na terenie Europy Środkowej oraz płytkim ośrodkiem wyżowym nad Atlantykiem. Podczas trzeciego typu układu cyrkulacyjnego ekstremalne opady obserwowane są na terenie między innymi Chorwacji i Słowenii. Czwarty typ cyrkulacji związany jest z silnym układem niżowym nad Wielką Brytanią, a przez to intensywnymi opadami w Europie Zachodniej między innymi we Francji. W ostatnim typie cyrkulacji nad Europą zalega rozległy i stosunkowo słabo intensywny wyż. W trakcie takiej sytuacji synoptycznej opady są obserwowane rzadko.

Jak zostało stwierdzone w pracach Osuchowskiej-Klein (1973), Niedźwiedzia (1981) i Kaszewskiego (1992), rozkład średniej częstości występowania typów sytuacji synoptycznych zmienia się w poszczególnych porach roku. Z tego powodu w ciągu roku zostały wyodrębnione cztery sezony opadowe (rys. 4). Sezon pierwszy obejmuje miesiące zimowe (grudzień, styczeń, luty i marzec). Najwyższe wartości opadów są obserwowane w sezonie drugim (czerwiec, lipiec i sierpień). W sezonie trzecim umiejscowione są opady z kwietnia, maja oraz września. Ostatni, czwarty sezon zawiera opady z października i listopada.



Rys. 4. Przebieg roczny dobowych sum opadu na podstawie danych z okresu 1966-2000.

Dla każdego typu cyrkulacji oraz sezonu z ciągu obserwowanych opadów z okresu 1965-2000 wydzielono odpowiednie podzbiory dobowych sum opadu dla zlewni Nisy Kłodzkiej. W tablicy 1 przedstawione są ilości wystąpień wyodrębnionych pięciu typów układów cyrkulacyjnych w poszczególnych sezonach. Ze względu na znaczne zróżnicowania rocznego przebiegu dobowych sum opadu, dodatkowo wyznaczono procentowy udział poszczególnych typów cyrkulacji we wszystkich zdarzeniach opadowych w danym sezonie. W sezonie pierwszym (zimowym) najczęściej występował trzeci typ układu cyrkulacyjnego (26,47% przypadków). Natomiast dość rzadko występował typ czwarty i piąty (17,28% i 15,44% przypadków). Generalnie sezon zimowy charakteryzuje się najniższą częstością występowania opadu w stosunku do pozostałych sezonów.

Z kolei sezon drugi to okres, kiedy opady występowały najczęściej. Intensywne opady w tym sezonie najczęściej związane są z drugim, trzecim oraz czwartym układem cyrkulacji. W sezonie trzecim intensywne opady pojawiały się najczęściej przy drugim i pierwszym układzie cyrkulacji (odpowiednio 22,88% i 20,58% przypadków).

W październiku oraz listopadzie opady najczęściej są obserwowane podczas sytuacji synoptycznych typu drugiego, trzeciego oraz czwartego (22,37%, 25,66% i 21,27% przypadków).

Tablica 1

Oszacowanie liczby wystąpień pięciu wyznaczonych typów cyrkulacji w poszczególnych sezonach. W nawiasach podano procentowy udział wystąpień danego typu cyrkulacji.

	SEZON 1 Liczba (% udział)	SEZON 2 Liczba (% udział)	SEZON 3 Liczba (% udział)	SEZON 4 Liczba (% udział)
TYP 1	53 (19,49%)	113 (14,32%)	107 (20,58%)	72 (15,79%)
TYP 2	58 (21,32%)	196 (24,84%)	119 (22,88%)	102 (22,37%)
TYP 3	72 (26,47%)	187 (23,70%)	95 (18,27%)	117 (25,66%)
TYP 4	47 (17,28%)	173 (21,93%)	101 (19,42%)	97 (21,27%)
TYP 5	42 (15,44%)	120 (15,21)	98 (18,85%)	68 (14,91%)

W kolejnym kroku dla każdego wydzielonego podzbioru zostały estymowane brzegowe rozkłady nieprzewyższenia opadu, ważone przez względną częstość występowania każdego typu cyrkulacji. W metodzie SCHADDEX do opisu ekstremalnych wartości opadu (powyżej kwantyla 0,70) zastosowano podejście wykorzystujące opady powyżej założonej wartości progowej które opisywane są za pomocą rozkładu wykładniczego.

Model matematyczny częstości występowania opadu dla pięciu wydzielonych typów cyrkulacji można zapisać w następującej postaci (Garavaglia i in. 2010).

$$F(z | \lambda_{1,\dots,5}, \sigma_{1,\dots,5}) = \sum_{i=1}^5 F_i(z | \lambda_i, \sigma_i) p_i = \sum_{i=1}^5 \left(1 - \exp\left(-\frac{z - \sigma_i}{\lambda_i}\right) \right) \cdot p_i \quad (1)$$

gdzie:

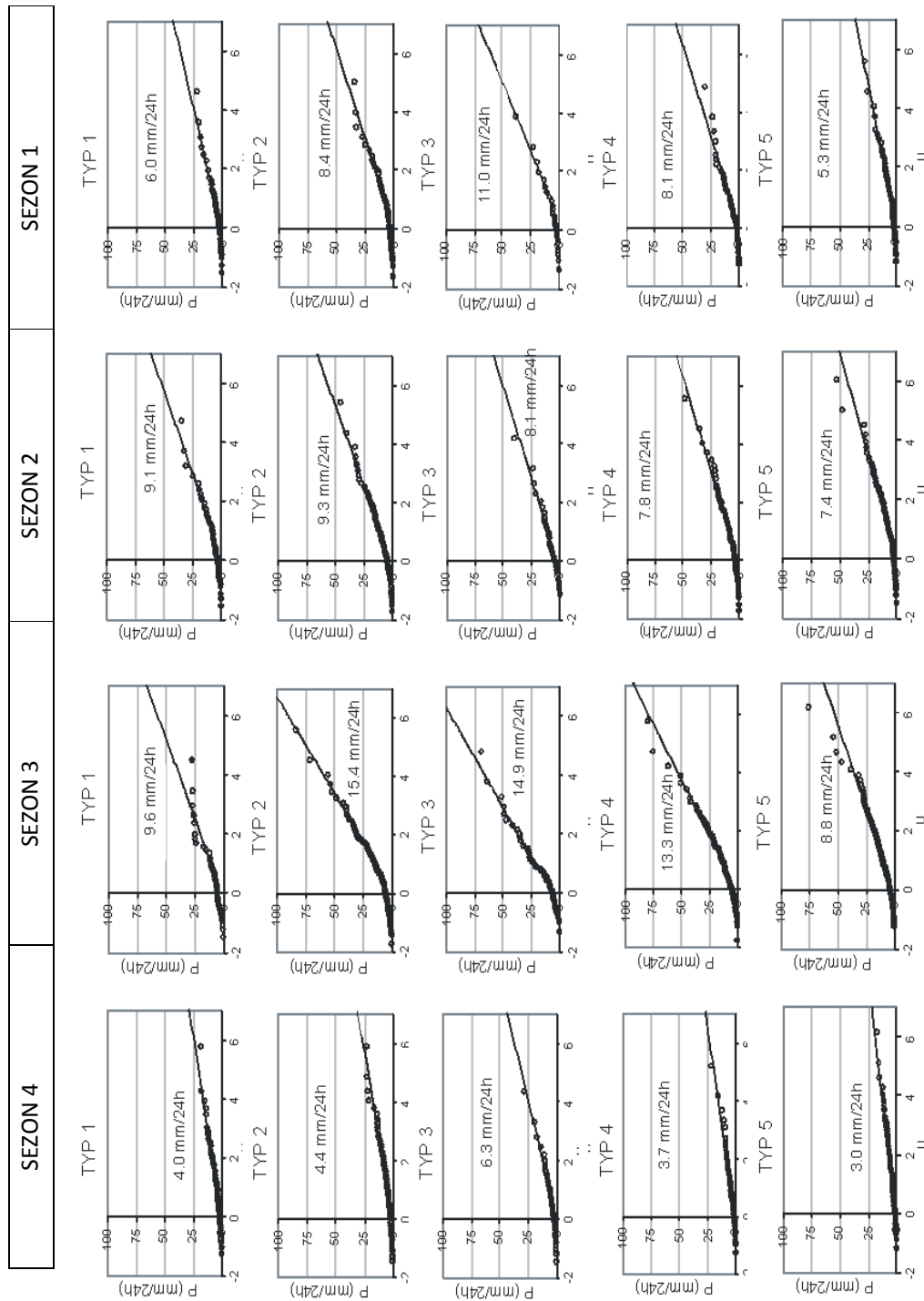
i numer typu cyrkulacji,

p_i – względna częstość występowania danego typu cyrkulacji),

λ_i parametr skali rozkładu wykładniczego a

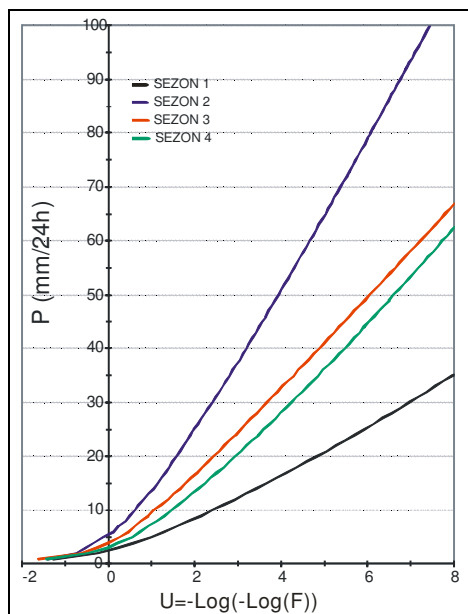
σ_i to wartość progowa, powyżej której definiowane są intensywne opady. Wybór wartości progowej zależy od wielu czynników, w tej pracy, jako wartość progową zastosowano kwantyl 0,70. Szczegółowy opis metody oraz dyskusja dotycząca wyboru wartości progowej przedstawione są w pracy Garavaglia i in. (2010).

Na rys. 5 przedstawiono estymowane rozkłady prawdopodobieństwa nieprzewyższenia ekstremalnych opadów w czterech sezonach. Na każdym z dwudziestu rysunków pokazano średnie dobowe wartości opadu dla danej sytuacji. Najwyższe średnie wartości dobowych sum opadu występują w sezonie letnim (sezon drugi), a najniższe w sezonie zimowym (sezon pierwszy).



Rys. 5. Brzegowe rozkłady prawdopodobieństwa nieprzewyższenia dobowych sum opadów dla pięciu typów cyrkulacji oraz czterech sezonów.

Na rysunku 6 przedstawione są rozkłady prawdopodobieństwa nieprzewyższenia ekstremalnych rozkładów dobowych sum opadu dla czterech sezonów w zlewni Nysy Kłodzkiej do wodowskazu Kłodzko.



Rys. 6. Rozkłady prawdopodobieństwa nieprzewyższenia ekstremalnych rozkładów dobowych sum opadu dla czterech sezonów w zlewni Nysy Kłodzkiej do wodowskazu Kłodzko

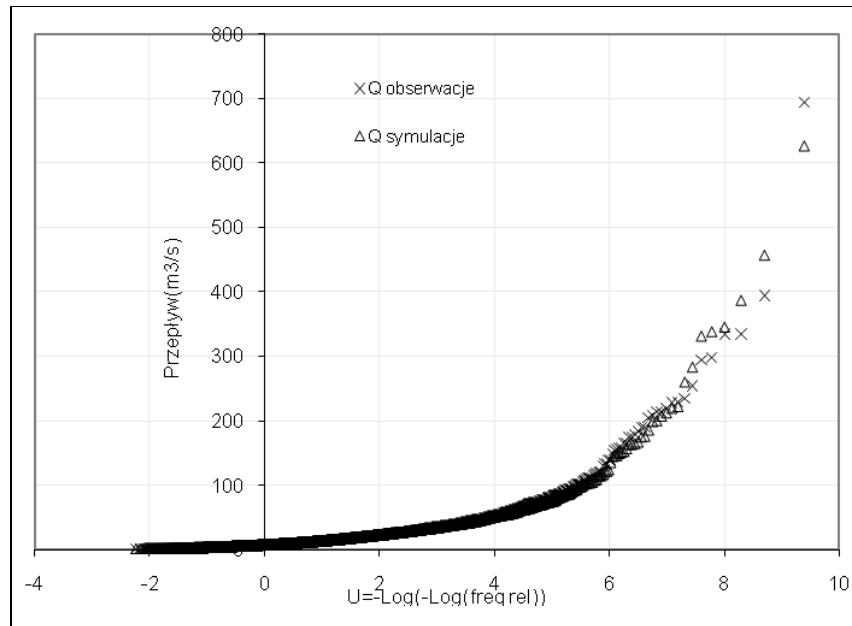
3.1.2 Model opad-odpływ

Integralną częścią metody SCHADEX jest zastosowanie modelu hydrologicznego opad-odpływ do symulacji przepływów. W tym celu rekomendowany jest skupiony, konceptualny model MORDOR (Garçon 1999; Mathevet 2005). Model ten z sukcesem był zastosowany w wielu zlewniach, między innymi we Francji, Boliwi, Gabonie, Gujanie Francuskiej, Laosie i Hondurasie (Andreasian 2006). Porównanie modelu z dwudziestoma innymi modelami opad-odpływ w 313 zlewniach wskazywało, że model ten należy do grupy modeli najbardziej wydajnych i odpornych (Mathevet 2005).

Zastosowanie tego modelu wymaga stosunkowo niewielu wejść: opadu na terenie zlewni, temperatury powietrza oraz przepływów. Struktura modelu jest stosunkowo skomplikowana. Model opisany jest za pomocą pięciu zbiorników oraz posiada do 23 parametrów.

Parametry modelu są identyfikowane za pomocą metod optymalizacyjnych. W tym opracowaniu korzystano z funkcji celu uwzględniającej jakość dopasowania (Nasha-Sutcliffe'a) oraz częstości występowania przepływów (Mathevet 2011).

Błędy estymacji kwantyli powodziowych, szacowanych za pomocą metody symulacyjnej, w znacznym stopniu zależą od jakości zastosowanego modelu opad-odpływ. Rekomendowane jest stosowanie modeli o współczynniku Nasha-Sutcliffa większym niż 0,7. Założenie to zostało spełnione w obecnym przykładzie. Na rysunku 7 przedstawiono porównanie dopasowania obserwowanych oraz symulowanych przepływów na wodowskazu w Kłodzku. Widoczne jest dobre dopasowanie częstości występowania przepływów symulowanych do obserwowanych.

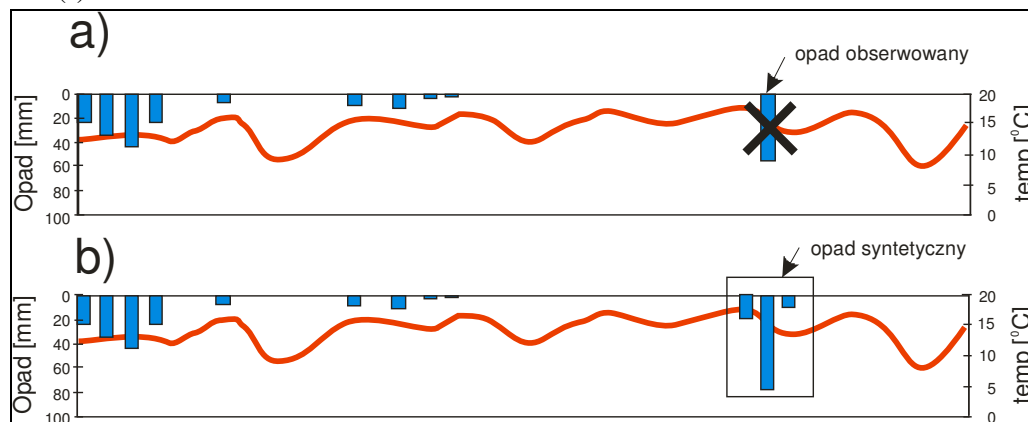


Rys. 7. Porównanie symulowanych oraz obserwowanych przepływów w Kłodzku/Nysa Kłodzka.

3.2.1 Proces symulacji

Trzecim etapem zastosowania metody SCHADEX jest proces symulacji. Na tym etapie ciągi opadowe uzyskiwane są poprzez symulację. Schemat procesu symulacji jest przedstawiony na poniższym rysunku. Dla każdego obserwowanego opadu większego niż 1 mm generowany jest opad syntetyczny. Opad symulowany trwa trzy kroki czasowe i składa się z opadu centralnego o najwyższej wartości opadu i dwóch kroków (opadów) stowarzyszonych (adjacent rainfalls) o mniejszych wartościach opadu. Parametry generacji modelu są wyznaczone na podstawie modelu opadu. Opad centralny losowany jest z zakresu $[1, P_{max}]$ gdzie P_{max} to opad o okresie powtarzalności $5 \cdot 10^4$ lat wyznaczony zgodnie z modelem opadu dla poszczególnego sezonu oraz typu cyrkulacji. Opady stowarzyszone $\frac{P(t-1)}{P(t)}$ oraz

$\frac{P(t+1)}{P(t)}$ losowane są z rozkładu jednostajnego $[0,1]$.



Rys. 8. Schemat procesu symulacji.

Procedura symulacji jest wielokrotnie powtarzana i w ten sposób otrzymuje się tysiące symulowanych ciągów opadu. Na podstawie wyznaczonych opadów syntetycznych przeprowadza się symulacje systemu zlewniowego za pomocą wcześniej skalibrowanego modelu opad-odpływ oraz wyznacza się krzywe częstości występowania przepływów powodziowych. Wyniki estymacji kwantyli powodziowych dla całego roku dla zlewni Nysy Kłodzkiej przedstawione są w tablicy 1. Metoda SCHADDEX umożliwia również estymację kwantyli powodziowych dla poszczególnych sezonów czy też miesięcy.

3.2 Metoda alternatywy zdarzeń

W Polsce do estymacji przepływów powodziowych w zlewniach kontrolowanych rekomendowana jest Metoda Alternatywy Zdarzeń. Szczegółowo jest ona opisana w pracach Ozga-Zielińskiej i in. (1999), Ozga-Zielińskiego (2005), Węglarczyka (2007) oraz Ozga-Zielińskiej i in. (2007). Metoda ta opiera się na założeniu, że ciągi przepływów maksymalnych sezonowych są jednorodnie genetycznie w przeciwieństwie do ciągów przepływów maksymalnych rocznych. Jak dotychczas nie wykazano jednoznacznie wyższości metody MAZ nad metodą bazującą na ciągach maksimum rocznych (Kochanek i in. 2011; Strupczewski i in. 2009; Strupczewski i in. 2011 oraz Węglarczyk 2007).

W metodzie MAZ można wyróżnić następujące etapy: (i) analiza statystyczna ciągów, w tym poszukiwanie elementów odstających, sprawdzenie niezależności oraz sprawdzenie stacjonarności prób losowych, (ii) identyfikacja dwóch niezależnych rozkładów prawdopodobieństwa dla ciągów przepływów sezonowych, (iii) obliczenia przepływów maksymalnych rocznych wraz z oszacowaniem ich błędów.

Na podstawie obserwowanych przepływów w Kłodzku z okresu 1.11.1966-30.10.2000 wyznaczono ciągi sezonowych przepływów maksymalnych. Analiza statystyczna, jakości ciągów obserwacyjnych (test Grubbsa-Becka) wykazała, że na poziomie istotności 0,01 w obu próbach nie ma elementów odstających. Seria kolejnych testów statystycznych, a mianowicie test serii, test Kruskala-Walisa, testy współczynnika korelacji rangowej Spearmana na trend wartości średniej oraz trend wariancji wskazała, że na poziomie istotności 0,05 elementy obu prób są niezależne oraz stacjonarne, tzn. nie wykryto statystycznie istotnego skoku wartości średniej, trendu wartości średniej i trendu wariancji.

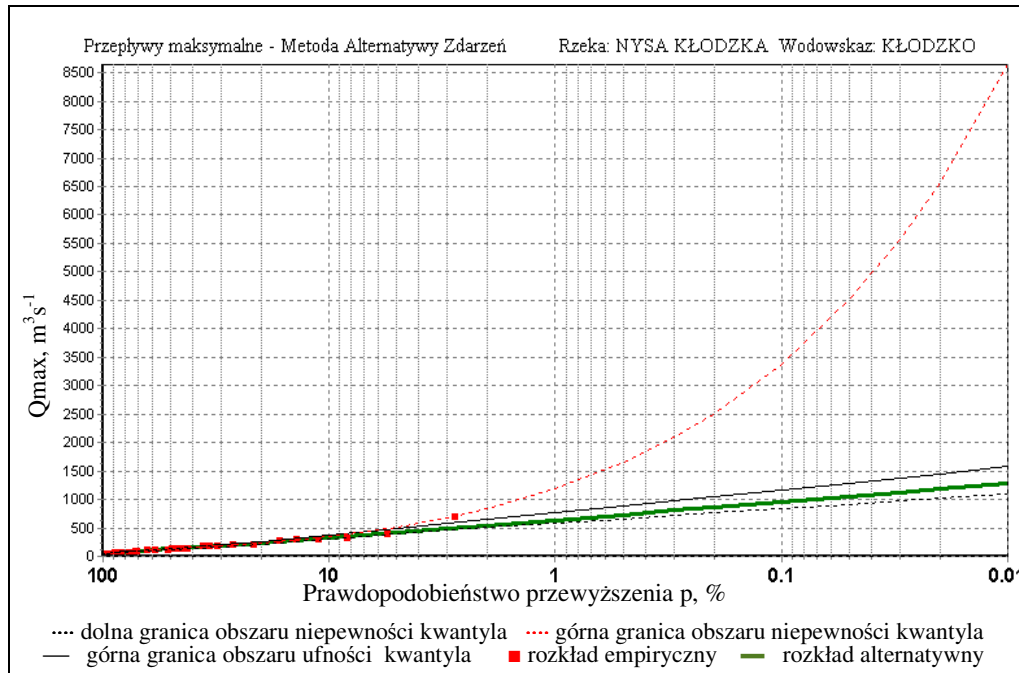
Podczas drugiego etapu metodyki MAZ dokonano wyboru oraz identyfikacji rozkładów prawdopodobieństwa opisujących przepływy maksymalne sezonowe. Zgodnie z metodyką MAZ wyboru dokonuje się wśród czterech wybranych rozkładów trójparametrowych: gamma, log-normalny, Weibulla oraz log-gamma. Wszystkie cztery proponowane rozkłady posiadają ograniczenie dolne estymowane na podstawie testu χ^2 Pearsona. Dwa pozostałe parametry są estymowane metodą największej wiarygodności. Wybór najlepszego rozkładu przeprowadzany jest na podstawie kryterium informacyjnego Akaike (AIC) oraz wyników testu χ^2 Pearsona.

W zlewni Nysy Kłodzkiej dla ciągu przepływów maksymalnych zimowych najlepszym rozkładem prawdopodobieństwa okazał się rozkład Weibulla natomiast dla lata rozkład gamma.

Zgodnie z założeniami metody MAZ, rozkład prawdopodobieństwa przewyższenia przepływów maksymalnych rocznych $P(Z > z)$ jest wyznaczany ze wzoru:

$$P(Z > z) = p_A(z) = p_Z(z) + p_L(z) - p_Z(z)p_L(z) \quad (2)$$

Wyniki analizy – przepływy maksymalne roczne dla wodowskazu Kłodzko na Nysie Kłodzkiej estymowane metodą alternatywy zdarzeń przedstawione są na rysunku 9.



Rys. 9. Porównanie kwantyli powodziowych estymowanych metodą alternatywy zdarzeń dla wodowskazu Kłodzko.

W tabelicy 2 przedstawiono porównanie kwantyli powodziowych estymowanych metodą SCHADEX oraz metodą alternatywy zdarzeń. Widoczne jest, że kwantyle szacowane metodą SCHADEX mają znacznie większe wartości. Wyniki oszacowania zgodnie z metodą MAZ są ponad 20% niższe dla przepływów maksymalnych rocznych o okresie powtarzalności 10 i 20 lat oraz ponad 30% niższe dla kwantyli o okresie powtarzalności: 50, 100, 1000, 5000 i 10000 lat.

Tablica 2

Porównanie kwantyli powodziowych estymowanych metodą alternatywy zdarzeń oraz metodą SCHADEX

Okres powtarzalności [lata]	Prawdopodobieństwo nieprzewyższenia [%]	SCHADEX [m ³ s ⁻¹]	MAZ [m ³ s ⁻¹]
10	90	385	319
20	95	525	413
50	98	707	540
100	99	843	637
1000	99,9	1291	959
5000	99,98	1594	1186
10000	99,99	1717	1283

4. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

W artykule przedstawiono nowoczesną metodę szacowania kwantyli powodziowych za pomocą metody ciągłych symulacji systemu zlewniowego opracowaną przez EDF z Grenoble we Francji. W metodzie tej kwantyle powodziowe szacuje się na podstawie wielokrotnych symulacji modelu opadu oraz modelu hydrologicznego opad-odpływ. Zastosowanie tej metody stwarza możliwości, które nie są możliwe do uzyskania w bezpośredniej analizie przepływów.

W tej pracy metodę SCHADEX zastosowano w zlewni Nysy Kłodzkiej do wodowskazu w Kłodzku. W opracowaniu wykorzystano stochastyczny model opadu opracowany dla Europy Środkowej (Brigodde i in. 2012). Na podstawie obserwowanych przepływów oraz dobowych wartości temperatury powietrza z Kłodzka oraz dobowych sum opadu z Kłodzka i Opola został skalibrowany i zweryfikowany model opad-odpływ (MORDOR). Model ten został zastosowany do symulacji oraz wyznaczania przepływów o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia.

Wyznaczone kwantyle powodziowe zostały porównane z wynikami rekomendowanej w Polsce metody alternatywy zdarzeń. Wyniki oszacowania zgodnie z metodą MAZ są ponad 20% niższe dla przepływów maksymalnych rocznych o okresie powtarzalności 10 i 20 lat oraz ponad 30% niższe dla kwantyli o okresie powtarzalności: 50, 100, 1000, 5000 i 10000 lat. Planowane jest przeprowadzenie dogłębnych studiów mających na celu wyjaśnienie otrzymanych różnic.

Praca była częściowo finansowana z projektu COST FLOODFREQ oraz projektu NCN 2011/01/B/ST/06866.

APPLICATION OF THE SCHADEX METHOD TO ESTIMATE ANNUAL MAXIMUM FLOW OF GIVEN EXCEEDANCE PROBABILITY OF THE NYSA KŁODZKA RIVER, POLAND

Summary

The aim of this work is an application of a continuous simulation approach to flood frequency analysis (FFA) using the Nysa Kłodzka catchment as a case study. The applied method is SCHADEX, a probabilistic method for extreme floods estimation which combines a weather pattern based rainfall probabilistic model and a conceptual rainfall-runoff model, within a stochastic event simulation framework. In that method, the distribution of areal precipitation is described by a compound probabilistic distribution based on weather patterns sub-sampling (MEWP distribution). These patterns represent synoptic situation and allow for disaggregation of heavy rainfall data into homogenous subsamples. Extreme flood estimation is then achieved by stochastic simulation using a rainfall-runoff model (MORDOR). The resulting FFA curve is compared with a seasonal maxima approach (recommended method in Poland).

BIBLIOGRAFIA

Banasik K., 2009, *Wyznaczanie wezbrań powodziowych w małych zlewniach zurbanizowanych*. Wydawnictwo SGGW, Warszawa

- Bednarczyk S., Jarzębińska T., Mackiewicz S., Wołoszyn E., 2006, *Vademecum Ochrony Przeciwpowodziowej*, Publikacja KZGW, Gdańsk.
- Beven K.J., 1986, *Runoff production and flood frequency in catchments of order n: An alternative approach*, in *Scale Problems in Hydrology*, edited by V. K. Gupta, I. Rodriguez-Iturbe, and E. F. Wood, pp. 107–131, Reidel, Dordrecht, Netherlands.
- Beven K.J., 1987, *Towards the use of catchment geomorphology in flood frequency predictions*, *Earth Surf. Processes Landforms*, 12(1), 69–82, doi:10.1002/esp.3290120109
- Blazkova, S., Beven K., 1997, *Flood frequency prediction for data limited catchments in the Czech Republic using a stochastic rainfall model and TOPMODEL*, *Journal of Hydrology*, 195, 256–278.
- Blazkova, S., Beven, K.J., 2002, *Flood frequency estimation by continuous simulation for a catchment treated as ungauged (with uncertainty)*, *Water Resour. Res.*, 38(8), 1139, doi:10.1029/2001WR000500
- Brigode P., Bernardara P., Gailhard G., Garavaglia F., Ribstein P., Merz R., 2012, *Optimization of the geopotential heights information used in a rainfall based weather patterns classification over Austria*, *International Journal of Climatology*.
- Bogdanowicz E., Stachy J., 1998, *Maksymalne opady deszczu w Polsce. Charakterystyki projektowe*, IMGW, Materiały Badawcze, Seria: Hydrologia i Oceanologia, z. 23
- Boughton, W.C., Droop, O.P., 2003, *Continuous Simulation for Design Flood Estimation – a review*. *Environmental Modelling and Software*, 18 (4), 309–318.
- Cameron, D., Beven, K.J., Tawn, J., Blazkova, S., Naden, P., 1999, *Flood frequency estimation by continuous simulation for a gauged upland catchment (with uncertainty)*, *J. Hydrol.*, 219, 169 – 187, doi:10.1016/S0022-1694(99)00057-8.
- Cameron, D., Beven, K.J., Naden, P., 2000a, *Flood frequency estimation under climate change (with uncertainty)*, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 4(3), 393– 405.
- Cameron, D., Beven, K.J., Tawn, J., 2000b, *Modelling extreme rainfalls using a modified random pulse Bartlett-Lewis stochastic rainfall model (with uncertainty)*, *Adv. Water Resour.*, 24, 203–211, doi:10.1016/S0309-1708(00)00042-7.
- Ciepielowski, A., Dąbkowski, S.L., 2006, *Metody obliczeń przepływów maksymalnych w małych zlewniach rzecznych (z przykładami)*. Oficyna wyd. PROJPRZEMEKO. Bydgoszcz
- CUGW, 1969, *Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie pojawiania się przy projektowaniu obiektów inżynierskich i urządzeń technicznych gospodarki wodnej w zakresie budownictwa hydrotechnicznego. Przykłady obliczania przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie pojawiania się*, Wydawnictwo Katalogów i Cenników
- Eagleson P.S. 1972, *Dynamics of flood frequency*, *Water Resour. Res.*, 8, 878–898, doi:10.1029/WR008i004p00878.
- Faulkner, D., Wass, P., 2005, *Flood estimation by continuous simulation in the Don catchment*, *South Yorkshire, UK, Water and Environment Journal*, 19(2), 78–84.
- Garavaglia F., Gailhard J., Paquet E., Lang M., Garçon R., Bernardara, P., 2010, *Introducing a rainfall compound distribution model based on weather patterns sub-sampling*, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 14, 951–964, doi:10.5194/hess-14-951-2010, 2010
- Garavaglia F., Lang M., Paquet E., Gailhard J., Garçon R., Renard B., 2010, *Reliability and robustness of rainfall compound distribution model based on weather pattern sub-sampling*, *Hydrol. Earth Syst. Sci. Discuss.*, 7, 6757–6792, doi:10.5194/hessd-7-6757-2010
- Garçon, R., 1999, *Modèle global pluie-débit pour la prévision et la prédétermination des crues*, *La Houille Blanche*, (7-8) 88–95.
- Huth R., Beck Ch., Philipp A., Demuzere M., Ustrnul Z., Cahynova M., Kysely J., Tveito O.E., 2008, *Classifications of Atmospheric Circulation Patterns – Recent advances and applications*. *Ann. N.Y. Acad. Sci.*, 1146, 105–152.
- Haylock M.R., Hofstra N., Tank A.M.G.K., Klok E.J., Jones P.D., New M., 2008, *A European daily high-resolution gridded data set of surface temperature and precipitation for 1950–2006*. *Journal of Geophysical Research* 113: D20119.
- IMGW 2012, *Wpływ zmian klimatu na środowisko, gospodarkę i społeczeństwo*, Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej.
- Kalnay E.C., Kanamitsu M., Kistler R., Collins W., Deaven D., Gandin L., Iredell M., Saha S., White G., Woollen J., Zhu Y., Leetmaa A., Reynolds R., Chelliah M., Ebisuzaki W., Higgins W., Janowiak J., Mo K.C., Ropelewski C., Wang J., Jenne R., Joseph D., 1996, *The NCEP/NCAR 40 year reanalysis project*. *Bulletin of the American Meteorological Society* 77: 437–471.
- Kaszewski B. M., 1992. *Typy cyrkulacji a typy pogody w Polsce*, Rozpr. hab., XLII, UMCS, Wydz. BiNoZ, Lublin.
- Kochanek K., Strupczewski W.G., Bogdanowicz E., 2011, *On seasonal approach to flood frequency modelling. Part II: flood frequency analysis of Polish rivers*. *Hydrological Processes* 26(5), s. 717–730.

- Lamb R., 1999, *Calibration of a conceptual rainfall-runoff model for flood frequency estimation by continuous simulation*, Water Resour. Res., 35(10), 3103–3114, doi:10.1029/1999WR900119.
- Mathevet T., 2005, *Which rainfall-runoff model at the hourly time-step? Empirical development and intercomparison of rainfall-runoff models on a large sample of watersheds*. PhD Thesis, ENGREF, Paris, France (in French).
- Niedźwiedz T., 1981, *Sytuacje synoptyczne i ich wpływ na zróżnicowanie przestrzenne wybranych elementów klimatu w dorzeczu górnej Wisły*. Rozprawy habilitacyjne, UJ, Kraków.
- Osuchowska-Klein B., 1973, *Analiza rocznych przebiegów częstości występowania w Polsce makrotypów cyrkulacji atmosferycznej*, Prz. Geofiz., XVIII (XXVI), 3-4, 223-242.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., Ozga-Zieliński B., 1999, *Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy projektowaniu obiektów budownictwa hydrotechnicznego. Długie ciągi przepływów*, IMGW, Materiały Badawcze, Seria Hydrologia i Oceanologia, 27.
- Ozga-Zieliński B., 2005, *Guidelines for Flood Frequency Analysis Long Measurement Series of Fiver Discharges*, HOMS component, strona domowa WMO: <http://www.wmo.ch/web/homs/projects/Components/English/i81301.htm>
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., Ozga-Zieliński B., 2007, *Określanie prawdopodobieństwa przepływów ekstremalnych rocznych genetycznie niejednorodnych – metoda alternatywy zdarzeń*. Gospodarka Wodna, 5, s. 191-196.
- Paquet E., Gailhard J., Garçon R., 2006, *Evolution of GRADEX method: improvement by atmospheric circulation classification and hydrological modelling*, La Houille Blanche, (5) 80–90.
- Soczyńska U., 1982, *Zastosowanie modeli matematycznych do obliczeń przepływu w zlewniach niekontrolowanych*, Przegląd Geofizyczny z. 1/2, 1982.
- Soczyńska U., 1987, *Geomorfologiczne podstawy symulacji hydrogramu w zlewni niekontrolowanej*, Przegląd Geofizyczny, z. 2.
- Soczyńska U., 1989, *Symulacja hydrogramów o zadanym czasie powtarzalności na podstawie analizy opadów*, Przegląd Geofizyczny Z. 2.
- Soczyńska U., 1997, *Przybliżenie opadów i wezbrań o zadanym czasie powtarzalności*, Wydawnictwa UW, Warszawa.
- Stachy J., Fal B., Czarnecka H., 1998, *Obliczanie przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie*, Wydawnictwa IMGW, Warszawa
- Strupczewski W.G., Kochanek K., Bogdanowicz E., Markiewicz I., 2011, *On usability of seasonal approach to flood frequency modeling in Poland. Part I. Two-Component distribution revisited*. Hydrological processes 26(5), 705-716.
- Strupczewski W.G., Kochanek K., Feluch W., Bogdanowicz E., Singh V.P., 2009, *On seasonal approach to nonstationary flood frequency analysis*. Physics and Chemistry of the Earth, Elsevier 34(10), s. 670–678.
- Ustrnul Z., 1997, *Zmienność cyrkulacji atmosfery na półkuli północnej w XX wieku*. Mat. Bad. IMGW, 27, seria Meteorologia.
- Ustrnul Z., 2000, *Synoptic-climatic structure of the extreme air thermal phenomena in Poland*. Geographia Polonica, 73, 2, 99–109.
- Ustrnul Z., Czekierda D., 2009, *Atlas ekstremalnych zjawisk meteorologicznych oraz sytuacji synoptycznych w Polsce*. IMGW, Warszawa.
- Ustrnul Z., Czekierda D., Wypych A., 2010, *Extreme values of air temperature in Poland according to different atmospheric circulation classifications*. Physics and Chemistry of the Earth, 35, 429–436.
- Ustrnul Z., 1997, *Zmienność cyrkulacji atmosfery na półkuli północnej w XX wieku*, Materiały Badawcze IMGW, seria Meteorologia, 27.
- Węglarczyk S., 2007, *Metoda alternatywy zdarzeń identyfikacji rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych w roku – analiza krytyczna*. Gospodarka Wodna 5, s. 185-190.
- Więzik, B., 2010, *Maximum annual floods of a given exceedance probability in small ungauged catchments*, Hydrologia w inżynierii i gospodarce wodnej, Polish Academy of Sciences, Monograph no 68, 153-166.
- Viviroli, D., Mittelbach, H., Gurtz, J., and Weingartner, R., 2009a, *Continuous simulation for flood estimation in ungauged mesoscale catchments of Switzerland – Part II: Parameter regionalisation and flood estimation results*. Journal of Hydrology, 377(1-2), 208-225.
- Viviroli, D., Zappa, M., Schwanbeck, J., Gurtz, J., Weingartner, R., 2009b, *Continuous simulation for flood estimation in ungauged mesoscale catchments of Switzerland – Part I: Modelling framework and calibration results*. Journal of Hydrology, 377(1-2), 191-207.

Bogdan OZGA-ZIELIŃSKI

Ośrodek Hydrologii
Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej PIB

**METODA GRADEX-KC OBLICZANIA PRZEPIŹYWÓW
MAKSYMALNYCH PRAWDOPODOBNYCH W
PRZYPADKU WYSTĘPOWANIA KRÓTKICH CIĄGÓW
POMIAROWYCH PRZEPIŹYWÓW W PRZEKROJU
OBLICZENIOWYM**

1. WPROWADZENIE

W związku ze stałym zagrożeniem występowania dużych i gwałtownych w swoim przebiegu wezbrań na obszarze całej Polski, istnieje ciągła potrzeba doskonalenia dotychczas stosowanych i rozwijania nowych metod obliczania charakterystyk hydrologicznych niezbędnych do projektowania obiektów gospodarki wodnej służących przede wszystkim ochronie ludzi i ich mienia przed zalaniem. Szczególnie dotyczy to zlewni rzek małych, gdzie z jednej strony postępujące ich zagospodarowanie wymusza budowę określonych obiektów hydrotechnicznych w tym obiektów ochrony przeciwpowodziowej, z drugiej zaś dla większości małych rzek nie prowadzi się obserwacji przepływów lub prowadzi się je od niedawna, co powoduje, że nie posiadamy ciągów pomiarowych przepływów bądź są one zbyt krótkie, aby można było na ich podstawie obliczać charakterystyki hydrologiczne niezbędne do projektowania obiektów gospodarki wodnej.

Jedną z metod obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia jest metoda Gradex, która od wielu lat jest przedmiotem zainteresowania badaczy zajmujących się metodami obliczania charakterystyk hydrologicznych dla potrzeb projektowania (Guillot i in. 1968; *L'application ...* 1972; Czamara i in. 1986; Duband i in. 1992; *Selection ...* 1992; Guillot 1993; Duband 1993; *Design ...* 1994; Naghettini i in. 1996). Ze względu na dotychczasowe małe wykorzystanie metody Gradex w Polsce jak również na potrzebę doskonalenia metod obliczania charakterystyk hydrologicznych do celów projektowania oraz ich szerszego stosowania w praktyce inżynierskiej, niniejszy artykuł stanowi propozycję wykorzystania metody Gradex do obliczania przepływów maksymalnych prawdopodobnych w przypadku występowania krótkich ciągów pomiarowych przepływu w przekroju obliczeniowym.

Prezentowana w niniejszym artykule metoda Gradex-KC zaproponowana w pracach (Ozga-Zieliński 1994, 2002, 2010) stanowi zmodyfikowaną metodą Gradex pozwalającą na wyznaczanie przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia dla pory letniej. W tym celu w metodzie Gradex-KC

wykorzystuje się długie (rzędu 40 lub więcej lat) ciągi opadów maksymalnych obserwowanych na obszarze badanej zlewni i krótki (rzędu 10-15, mniej niż 30 lat) ciąg przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju obliczeniowym. Metoda ta może być stosowana dla przekrojów obliczeniowych zamykających stosunkowo nieduże zlewnie, o maksymalnej powierzchni do 500 km², gdzie często okres prowadzenia obserwacji przepływu jest zbyt krótki by można było obliczyć przepływy o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia za pomocą metod podanych w pracach (Ozga-Zielińska i in. 1999; *Zasady ...* 2001; *Guidelines ...* 2005). W przypadku małych zlewni, poszczególne incydenty opadowe obejmują na ogół całą zlewnię lub znaczną część jej obszaru, co pozwala na przyjęcie założenia o równomierności ich rozłożenia na całej powierzchni zlewni. Małe zlewnie charakteryzują się ponadto stosunkowo niedużym zróżnicowaniem warunków fizjograficznych, co pozwala na przyjęcie na obszarze całej zlewni podobnego sposobu transformacji opadu w odpływ powierzchniowy oraz na założenie, że cała zlewnia znajduje się w momencie wystąpienia opadu w jednakowym stanie nasycenia.

Metoda Gradex-KC wykorzystuje informację zawartą w długim ciągu obserwacji opadów, która to informacja wydaje się być bardziej wiarygodna i użyteczna dla potrzeb określania przepływów maksymalnych prawdopodobnych niż informacja zawarta w kilku lub kilkunastoletnim ciągu przepływów maksymalnych rocznych, na podstawie, którego byłby określony rozkład prawdopodobieństwa. Wiarygodność ta wynika nie tylko z różnicy długości dostępnych ciągów opadów i przepływów, ale również z większej jednorodności danych opadowych. Nawet w przypadku małych zlewni jednorodność ciągów przepływów jest na ogół silnie zakłócona działalnością człowieka poprzez postępującą zabudowę obszarów zlewni i koryt rzecznych.

2. PODSTAWY MERYTORYCZNE

Obliczenia wykonywane w metodzie Gradex-KC bazują na dwóch podstawowych założeniach. Po pierwsze zakłada się, że maksymalny w roku opad z miarodajnego, w zależności od wielkości zlewni, przedziału czasu (np. kilku godzin, doby czy wielokrotności doby) podlega rozkładowi Fishera-Tippetta typu I (Gumbela) o następującej funkcji gęstości $f(y)$ i dystrybuancie $F(y)$

$$f(y) = \alpha \cdot e^{-y} - e^{-y} \quad (1)$$

$$F(y) = e^{-e^{-y}} \quad (2)$$

gdzie:

$y = \alpha(P_{\max} - u)$ – zmienna zredukowana,

P_{\max} – opad maksymalny roczny z miarodajnego przedziału czasu,

α i u – parametry rozkładu szacowane metodą największej wiarygodności.

Drugie założenie dotyczy zależności między wysokością opadu i odpływu ze zlewni. Przyjmuje się, że cały opad powyżej pewnej wartości równej $P_{0,s}$ jest transformowany w odpływ bezpośredni. Oznacza to, że w momencie rozpoczęcia opadu pewna jego część wypełnia retencję powierzchniową, intercepcję i retencję gruntową, które są w metodzie Gradex-KC określane łącznie jako deficyt odpływu Δ_s . Następnie, gdy po wypełnieniu wszystkich rodzajów retencji, opad nadal trwa to

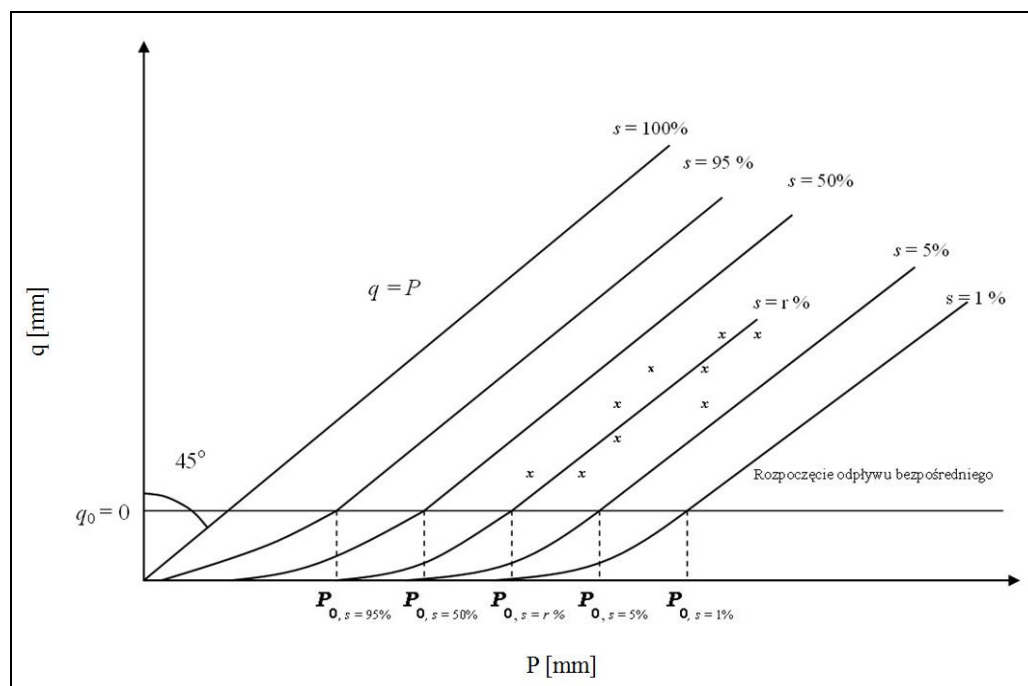
tworzy on odpływ bezpośredni. W związku z tym, wartość odpływu bezpośredniego q wywołanego opadem P można wyrazić jako różnicę pomiędzy tym opadem a deficytem odpływu Δ_s ,

$$q = P - \Delta_s \quad (3)$$

gdzie:

s – określa stopień wypełnienia zdolności retencyjnej zlewni $s \in < 0,100 >$ (%).

W sytuacji, gdy zlewnia posiada stopień wypełnienia zdolności retencyjnej równy 100%, co oznacza, że jest w pełni nasycona, zależność między opadem a odpływem (wyrażonych w tych samych jednostkach, na przykład w milimetrach) przybiera charakter liniowy, tj. może być aproksymowana prostą przechodzącą przez środek układu współrzędnych (P, q) w przybliżeniu pod kątem 45 stopni (rys. 1).



Rys. 1. Zależność między wysokością odpływu i opadu dla różnych zlewni o różnym stopniu wypełnienia zdolności retencyjnych s

Wobec powyższego, dla stopnia wypełnienia retencji 100% deficyt odpływu Δ_s równy jest zero. Oznacza to, że każdy (o dowolnej wartości) opad, który spadnie wówczas na zlewnię odpłynie w postaci odpływu bezpośredniego. W przypadku natomiast, gdy na zlewnię, o stopniu wypełnienia zdolności retencyjnej s mniejszym niż 100%, spadnie opad o wartości mniejszej niż wartość graniczna $P_{0,s}$ (specyficzna dla każdej zlewni) to nie wywoła on odpływu bezpośredniego. W takiej sytuacji, opad stopniowo wypełnia deficyt odpływu (wszystkie rodzaje retencji) i wówczas związek między opadem a odpływem ma charakter nieliniowy, a następnie po jej wypełnieniu, opad w całości odpływa i związek między opadem a odpływem staje się liniowy (rys. 1). Wartość opadu $P_{0,s}$, powyżej której następuje liniowy związek, uzależniona jest od możliwości retencyjnej danej zlewni, wyrażonej stopniem wypełnienia zdolności retencyjnej s . W związku z tym, w strefie opadów o wartościach mniejszych niż $P_{0,s}$ zależność między odpływem a opadem, dla określonej

zdolności retencyjnej zlewni, ma charakter nieliniowy. Dopiero dla opadów równych bądź większych od $P_{0,s}$, zależność (3) może być aproksymowana prostą nachyloną pod kątem 45 stopni do osi odciętych (rys. 1) i przechodzącą przez punkt o współrzędnych $P_{0,s}$ i q_0 , tj. punkt o wartości odpływu bezpośredniego q_0 równej zero dla danej wartości granicznej opadu $P_{0,s}$. Oznacza to, że dla poszczególnych zlewni, w zależności od ich zdolności retencyjnych, początek transformacji całego opadu w odpływ bezpośredni jest różny, tzn. rozpoczyna się od różnej wartości opadu $P_{0,s}$.

Zakładając, że powyższe zależności są słuszne dla przepływów i opadów maksymalnych w roku, można przyjąć, że funkcja rozkładu przepływów maksymalnych począwszy od pewnej wartości przepływu, odpowiadającej opadowi o wartości $P_0 = P_{0,s}$, może być aproksymowana funkcją rozkładu opadów maksymalnych.

3. WYZNACZANIE WARTOŚCI P_0

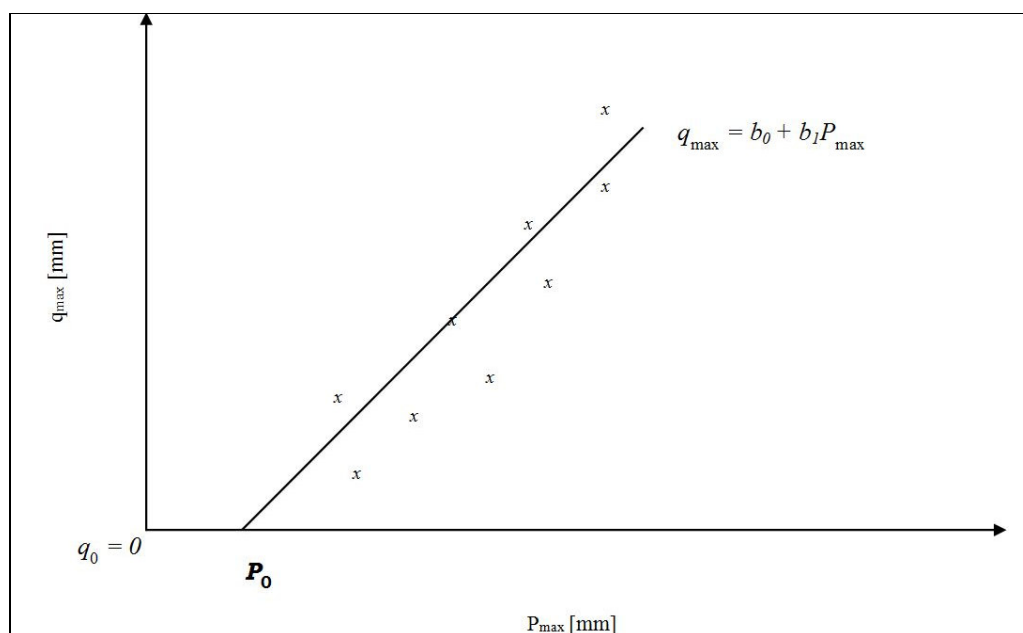
P_0 jest wartością, powyżej której ekstrapoluje się funkcję rozkładu przepływów maksymalnych, zgodnie z rozkładem opadów maksymalnych, poprzez przesunięcie prostej o równaniu $y = \alpha(P_{\max} - u)$ przedstawiającej w podziałce Gumbela dystrybuantę opadów maksymalnych. Wybór punktu, od którego rozpoczyna się ekstrapolację ma zatem duży wpływ na określenie wartości przepływów o małych prawdopodobieństwach przewyższenia. W literaturze dotyczącej rozpatrywanego zagadnienia określanie wartości P_0 nie jest jednoznaczne. Zakłada się tylko, że jest to wartość opadu, powyżej której opad całkowicie przechodzi w odpływ. Podawanych jest kilka różnych sposobów wyznaczania P_0 jako punktu początkowego ekstrapolacji (*L'application ...* 1972; Czamara i in. 1986; *Design flood ...* 1994). Są to jednak sposoby nieumotywowane merytorycznie, o charakterze raczej arbitralnym. Szczegółowy opis wspomnianych sposobów można znaleźć w pracy Ozga-Zielińskiego (2002).

Biorąc pod uwagę fakt, że żaden ze sposobów nie odzwierciedla fizycznego charakteru wielkości P_0 , która stanowi wielkość opadu nasycającego zlewnię, proponuje się wyznaczenie P_0 z zależności między przepływami maksymalnymi q_{\max} i opadami maksymalnymi P_{\max} , ustalonej na podstawie posiadanego krótkiego ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadających im opadów maksymalnych. Zależność tę można na ogół aproksymować prostą o równaniu

$$q_{\max} = b_0 + b_1 \cdot P_{\max} \quad (4)$$

którego parametry b_0 i b_1 mogą być wyznaczone metodą najmniejszych kwadratów. Ponieważ zależność ta ustalana jest dla opadów maksymalnych w roku (z miarodajnego przedziału czasu), a więc dla wartości opadów, które wywołują odpływ bezpośredni, można przyjąć, że wartość P_0 będzie stanowiła graniczną wartość opadu, powyżej której odpływ bezpośredni będzie większy od zera (rys. 2).

Oznacza to, że gdy wystąpi opad o całkowitej wartości większej od P_0 , część jego będzie zużyta na pokrycie deficytu odpływu, tj. na wypełnienie wszystkich rodzajów retencji, a pozostała część wywoła odpływ bezpośredni, tak więc wartość P_0 charakteryzuje możliwości retencyjne zlewni.



Rys. 2. Zależność między dobowymi maksymalnymi w roku wartościami opadu i odpływu

Zaproponowany sposób wyznaczania wartości P_0 jest uzasadniony szczególnie z punktu widzenia rzeczywistego procesu transformacji opadu w odpływ w poszczególnych zlewniach.

Jak wynika z powyższego parametr P_0 spełnia dwie istotne funkcje. Z jednej strony określa wielkość opadu, powyżej której następuje transformacja opadu w odpływ bezpośredni, z drugiej zaś wyznacza punkt początkowy ekstrapolacji rozkładu przepływów maksymalnych zgodnie z rozkładem opadów maksymalnych. Jako parametr rozkładu Fishera-Tippetta typu I stanowi wartość modalną funkcji gęstości tego rozkładu i przy stałej (z definicji niezmiennej) asymetrii tego rozkładu (współczynnik asymetrii $c_s = 1,14$) jego dystrybuanta wynosi $F = 0,368$ (36,8%) a prawdopodobieństwo przewyższenia jest równe $p = 0,632$ (63,2%). Jak wiadomo, wartość modalna funkcji gęstości jest to taka wartość przy której funkcja gęstości osiąga maksimum, tzn. dla tej wartości gęstość występowania zmiennej losowej jest największa. Oznacza to, że wartości zmiennej losowej równe wartości modalnej pojawiają się najczęściej. Zatem, zarówno z punktu widzenia fizycznego opisu procesu transformacji opadu w odpływ jak i opisu statystycznego, wyznaczanie i wykorzystanie wartości P_0 w zaproponowany powyżej sposób jest w pełni uzasadnione merytorycznie.

4. PROCEDURA WYKONANIA OBLICZEŃ

0. Przygotowanie danych pomiarowych opadów i przepływów

Dla jak największej liczby stacji opadowych znajdujących się w obszarze obliczeniowym należy skompletować jak najdłuższe (lecz o tej samej liczebności) ciągi pomiarowe opadów maksymalnych w roku (z pory letniej) z miarodajnego przedziału czasu w zależności od wielkości zlewni np. z kilku godzin, doby czy wielokrotności doby.

Opad średni na obszarze zlewni należy określić jedną, najbardziej odpowiednią dla obszaru danej zlewni, metodą uśredniania opadu tj. metodą średniej arytmetycznej, metodą wieloboków równego zadeszczenia, metodą izohiet (hipsometrycz-

ną) lub odwrotnych odległości (Węglarczyk 1995) na podstawie obserwacji opadów maksymalnych w roku, z miarodajnego przedziału czasu, uzyskanych na poszczególnych stacjach opadowych znajdujących się w obszarze obliczeniowym.

Na podstawie ciągu uśrednionych, w powyższy sposób, opadów maksymalnych określa się parametry α i u rozkładu Gumbela. W metodzie Gradex-KC możliwe jest również zastosowanie innego podejścia do określenia stałych równania prostej opisującej funkcję rozkładu prawdopodobieństwa opadów. Podejście to, nazywane metodą średniego gradeksu, polega na oszacowaniu parametrów α i u na podstawie maksymalnych opadów pomierzonych na poszczególnych stacjach opadowych w obszarze zlewni, a następnie uśrednienie metodą średniej arytmetycznej uzyskanych wartości α i u . Powyższe podejście jest możliwe do zastosowania w przypadku, gdy ciągi pomiarowe opadów z poszczególnych stacji są ze sobą dobrze skorelowane. Sprawdzenie istotności współczynników korelacji między ciągami pomiarowymi opadów na poszczególnych stacjach zaleca się wykonać stosując test t Studenta badający istotność współczynników korelacji (Domański 1990).

Zgodnie z wymogami metody Gradex-KC opad i odpływ powinny być wyrażone w tych samych jednostkach, na przykład w milimetrach wysokości opadu i odpływu w miarodajnym przedziale czasu ($q_{\max} [\text{mm}] = c [\text{s}] \cdot Q_{\max} [\text{m}^3 \text{s}^{-1}] / A [\text{km}^2]$), gdzie A jest powierzchnią zlewni zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek, $c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).

1. Estymacja parametrów α i u rozkładu opadów

Na podstawie długiego i jednorodnego ciągu opadów maksymalnych uśrednionych na obszarze zlewni, estymuje się parametry α i u rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela) metodą największej wiarogodności.

2. Wyznaczenie i wykreślenie dystrybuanty teoretycznej opadów

Obliczone wartości dystrybuanty teoretycznej nanosi się na podziałkę prawdopodobieństwa Gumbela, na której funkcja rozkładu opisana jest prostą o równaniu

$$y = \alpha (P_{\max} - u) \quad (5)$$

gdzie:

y – zmienna zredukowana,

α i u – parametry rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela), parametr α określa nachylenie prostej o równaniu (5) i zwany jest gradeksem,

P_{\max} – opad maksymalny w roku z miarodajnego przedziału czasu,

oraz

$$P_{\max,p} = u + \frac{1}{\alpha} y_p \quad (6)$$

$$y_p = -\ln \left(\ln \frac{1}{1-p} \right) \quad (7)$$

gdzie:

$P_{\max,p}$ – opad maksymalny w roku o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia p ,

y_p – kwantyl standaryzowanego rozkładu Fishera-Tippetta typu I,
 p – teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia rozkładu opadów maksymalnych.

3. Obliczanie dystrybuanty empirycznej przepływów

W celu wizualnego porównania teoretycznego i empirycznego rozkładu prawdopodobieństwa przepływów, na podstawie posiadanego kilkuletniego ciągu przepływów maksymalnych ustawionych w ciąg rozdzielczy nierosnący, oblicza się dla poszczególnych jego wyrazów empiryczne prawdopodobieństwo przewyższenia \hat{p} , a następnie empiryczną dystrybuantę \hat{F} ze wzorów

$$\hat{p} = \frac{m}{k+1} \quad (8)$$

$$\hat{F} = 1 - \hat{p} \quad (9)$$

gdzie:

m – określa m -ty element w ciągu rozdzielczym,
 k – liczebność krótkiego ciągu przepływów maksymalnych.

4. Naniesienie wartości dystrybuanty przepływów na podziałkę prawdopodobieństwa

Wartości dystrybuanty empirycznej przepływów nanosi się na podziałkę prawdopodobieństwa rozkładu Gumbela, na której wykreślona jest teoretyczna dystrybuanta opadów.

5. Ustalenie zależności między opadem P_{\max} a odpływem q_{\max}

Na podstawie posiadanego kilkuletniego ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadającego mu ciągu opadów maksymalnych ustala się zależność między opadem P_{\max} a odpływem q_{\max} (rys. 2) aproksymując tę zależność prostą o równaniu (4)

$$q_{\max} = b_0 + b_1 \cdot P_{\max} \quad (10)$$

gdzie:

b_0, b_1 – współczynniki równania określane metodą najmniejszych kwadratów.

6. Określenie wartości P_0

Z równania lub wykresu zależności (10) między opadem maksymalnym i odpływem maksymalnym odczytuje się wartość opadu przy której odpływ bezpośredni równy jest zero. Wartość ta zostaje przyjęta jako P_0 , tj. opad powyżej którego następuje transformacja całego opadu w odpływ bezpośredni.

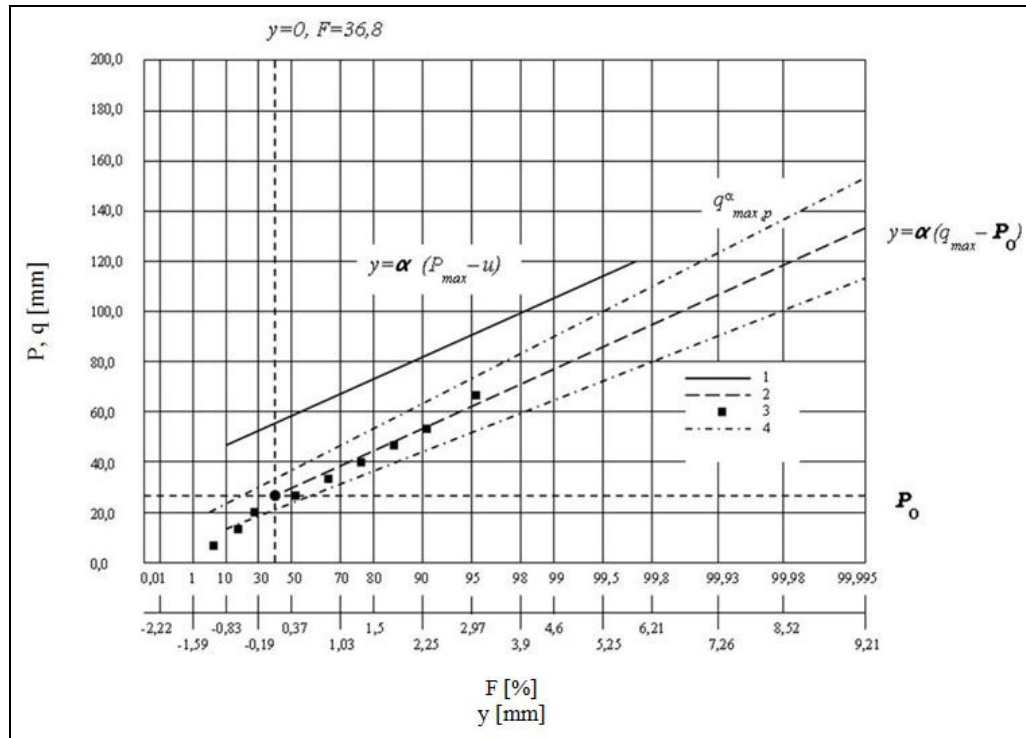
7. Ustalenie punktu ekstrapolacji rozkładu prawdopodobieństwa przepływów

Na podziałce Gumbela określa się punkt przecięcia rzędnej odpowiadającej wartości opadu P_0 z odciętą odpowiadającą dystrybuancie, dla której zmienna zredukowana y równa jest zero. Punkt ten jest miejscem, od którego proponuje się ekstrapolować teoretyczną funkcję rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} wyrażoną prostą o równaniu (11) (rys. 3), która jest równoległa do prostej (5) opisującej teoretyczny rozkład opadów

$$y = \alpha (q_{\max} - P_0) \quad (11)$$

gdzie:

α – parametr rozkładu prawdopodobieństwa opadów,
 P_0 – graniczna wartość opadu, specyficzna dla poszczególnej zlewni i zależna od jej zdolności retencyjnej, po przekroczeniu której każdy opad w całości wywołuje odpływ bezpośredni powodujący przepływ maksymalny w rzece, określana przy wykorzystaniu zależności (4) lub (10).



Rys. 3. Rozkład Gumela: dystrybuanta teoretyczna opadów P_{max} (1) i przepływów q_{max} (2) oraz empiryczna q_{max} (3) i przedział ufności q_{max} (4)

8. Wyznaczanie przepływu o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia $q_{max,p}$

Po ekstrapolacji prostej (11) do obszaru, w którym prawdopodobieństwa przewyższenia przepływów są małe, możliwe jest odczytanie z wykresu (rys. 3) lub określenie z zależności (12) wartości przepływów maksymalnych $\hat{q}_{max,p}$ o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia

$$\hat{q}_{max,p} = P_0 + \frac{1}{\alpha} y_p \quad (12)$$

gdzie:

y_p - kwantyl obliczany ze wzoru (7), gdzie p jest zadaniem prawdopodobieństwem przewyższenia przepływów maksymalnych.

9. Określanie błędu oszacowania kwantyla $q_{max,p}$

Błąd oszacowania kwantyla $q_{max,p}$ określa się ze wzoru wyprowadzonego w pracy (Ozga-Zieliński 2002) w następującej postaci

$$\sigma^2(\hat{q}_{\max,p}) = \frac{\sigma_p^2}{b_1^4} \left[\frac{b_1^2}{k} + \frac{(b_0 + b_1 \bar{q}_{\max})^2}{(k-2)\sigma_q^2} \right] + \frac{6}{\pi^2 \bar{n} \bar{\alpha}^2} y_p^2 \quad (13)$$

gdzie:

k – liczebność krótkiego ciągu przepływów maksymalnych, na podstawie którego określany jest parametr P_0 ,

n – liczebność ciągu opadów maksymalnych, na podstawie którego estymowana jest wartość parametru α ,

b_0, b_1 – współczynniki równania regresji (10) określone ze wzorów

$$b_0 = \bar{q}_{\max} - b_1 \bar{P}_{\max} \quad \text{i} \quad b_1 = \frac{\sum_{i=1}^k (P_{\max,i} - \bar{P}_{\max})(q_{\max,i} - \bar{q}_{\max})}{\sum_{i=1}^k (P_{\max,i} - \bar{P}_{\max})^2},$$

σ_p^2 – nieobciążony estymator odchylenia średniego P_{\max} w równaniu regresji

$$(10) \text{ określany zgodnie ze wzorem } \sigma_p^2 = \frac{1}{k-2} \sum_{i=1}^k (P_{\max,i} - \bar{P}_{\max})^2,$$

σ_q^2 – nieobciążony estymator odchylenia średniego q_{\max} w równaniu regresji

$$(10) \text{ określany zgodnie ze wzorem } \sigma_q^2 = \frac{1}{k-2} \sum_{i=1}^k (q_{\max,i} - \bar{q}_{\max})^2,$$

\bar{q}_{\max} i \bar{P}_{\max} - wartości średnie odpowiednio przepływów i opadów maksymalnych obliczane na podstawie k -elementowego ciągu obserwacji przepływów maksymalnych i odpowiadającemu mu ciągu opadów maksymalnych,

y_p – kwantyl standaryzowanego rozkładu Fishera-Tippetta obliczany ze wzoru (7).

10. Obliczanie górnej granicy przedziału ufności

Górną granicę przedziału ufności $q_{\max,p}^\alpha$ określa się z następującego wzoru

$$q_{\max,p}^\alpha = \hat{q}_{\max,p} + t'_\alpha \sigma(\hat{q}_{\max,p}) \quad (14)$$

gdzie:

t'_α – kwantyl standaryzowanego rozkładu normalnego przyjmowany w zależności od prawdopodobieństwa P'_α równego

$$P'_\alpha = P[q_{\max,p} \leq \hat{q}_{\max,p} + t'_\alpha \sigma(\hat{q}_{\max,p})] \quad (15)$$

gdzie:

P'_α – prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że rzeczywista wartość kwantyla $q_{\max,p}$ nie przekroczy górnej granicy przedziału ufności.

Wartości t'_α w zależności od P'_α podano w pracach (Ozga-Zielińska i in. 1994, 1997).

11. Przeliczenie jednostek

Wszystkie obliczone wartości charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, wyrażone w milimetrach dla

miarodajnego przedziału czasu, należy przeliczyć na wartości wyrażone w m^3s^{-1} zgodnie z przekształceniem $Q_{\max}[\text{m}^3\text{s}^{-1}] = q_{\max}[\text{mm}] \cdot A[\text{km}^2]/c[\text{s}]$, gdzie A jest powierzchnią zlewni zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek ($c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).

5. PODSUMOWANIE

W niniejszym artykule nie zamieszczono przykładów obliczeniowych ograniczając się jedynie do przedstawienia podstaw teoretycznych metody i procedury wykonania obliczeń. Przykłady zastosowań metody można znaleźć w pracy (Ozga-Zieliński 2002). W cytowanej pracy metoda Gradex-KC została zastosowana do obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w kilku zlewniach dorzecza Górnej Wisły. Na podstawie uzyskanych wyników należy stwierdzić, że metoda ta może być z powodzeniem stosowana w praktyce inżynierskiej. Ponadto należy zauważyć, że wykonane obliczenia pozwalają na stwierdzenie, że kwantyle określone na podstawie metody Gradex-KC są obciążone kilkakrotnie mniejszym błędem względnym (względem poziomu odniesienia, za który przyjęto rozkład prawdopodobieństwa oszacowany na podstawie długiego ciągu przepływów maksymalnych) niż kwantyle, które zostały określone na podstawie krótkiego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekrojach obliczeniowych. Stwierdzono również, że wartości przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia uzyskane za pomocą metody Gradex-KC mają znacznie mniejszy błąd względny w porównaniu z wartościami przepływów uzyskanymi za pomocą metody jawnego i niejawnego wydłużania ciągu pomiarowego, tj. metod, które znajdują się w tej samej, co metoda Gradex-KC, grupie metod wykorzystujących długi ciąg opadów jako informację aprioryczną. Uzyskane z metody Gradex-KC charakterystyki $q_{\max,p}$ jako jedyne mieszczą się w granicach przedziału ufności rozkładu prawdopodobieństwa oszacowanego na podstawie długiego ciągu pomierzonych przepływów maksymalnych w poszczególnych przekrojach obliczeniowych. Rozkład ten stanowił poziom odniesienia dla kwantyli obliczonych na podstawie metody Gradex-KC, metod jawnego i niejawnego wydłużania ciągu pomiarowego oraz krótkiego ciągu przepływów.

Reasumując, należy stwierdzić, że metoda Gradex-KC może być stosowana w praktyce przy uwzględnieniu jej ograniczeń wynikających z przyjętych założeń, a mianowicie:

- (i) Metoda ta może być stosowana w przekrojach obliczeniowych zamykających nieduże zlewnie, dla których można przyjąć założenie równomiernego rozłożenia opadu na całej powierzchni zlewni.
- (ii) Metoda ta wymaga długich ciągów obserwacji opadów maksymalnych. Wymagana długość ciągu opadów nie jest jednoznacznie określona, ale na pewno powinna być znacznie większa od liczebności posiadanego ciągu przepływów w przekroju obliczeniowym.
- (iii) W zaproponowanej przez autora artykułu, procedurze określania parametru P_0 , na podstawie ustalonej zależności (4) między przepływami maksymalnymi pomierzonymi w przekroju obliczeniowym i korespondującymi z nimi maksymalnymi opadami (rys. 2), przyjęto założenie, że procentowy udział zasilania odpływem bezpośrednim, maksymalnego wezbrania w roku, znacząco

przewyższa procentowy udziału zasilana gruntowego tego wezbrania. Wielkość wezbrania – jego wartość szczytowa – jest spowodowana przede wszystkim przez odpływ bezpośredni wywołany dużymi opadami deszczu. Ogranicza to stosowalność metody Gradex-KC do zlewni rzek, w których dominują wezbrania typu deszczowego, tj. na ogół do zlewni rzek górskich.

Ponadto należy zauważyć, że autor artykułu zaproponował sposób obliczania, dotychczas nie określanego w metodzie Gradex, błędu oszacowania kwantyla $q_{\max,p}$, tj. przyływu maksymalnego o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia. Podana w pracy (Ozga-Zieliński 2002) procedura obliczeniowa obejmuje oszacowanie błędu kwantyla jak również określenie dla niego górnej granicy przedziału ufności. W procedurze oszacowania błędu kwantyla rozkładu przepływów uwzględniono zarówno błąd wynikający z oszacowania parametru α otrzymanego z rozkładu opadów jak i błąd oszacowania parametru P_0 wynikający z obliczenia estymatorów parametrów b_0 i b_1 zależności regresyjnej (4) na podstawie, której parametr P_0 jest określany (rys. 2).

Zaproponowana procedura obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia metodą Gradex-KC została oprogramowana i zaimplementowana w środowisku Windows (bezpłatny program komputerowy jest dostępny u autora artykułu).

THE GRADEX-KC METHOD FOR ESTIMATION OF MAXIMUM FLOODS WITH GIVEN PROBABILITY OF EXCEEDANCE IN CASES OF SHORT MEASUREMENT SERIES OF RIVER DISCHARGE

Summary

The modified Gradex-KC method enables estimation of annual maximum floods with a T -year return period on the basis of short, say 10 to 15 years, series of annual maximum river discharge and long, i.e., 40 or more years annual maximum precipitation series. The method can be used for relatively small basin areas, i.e., up to 500 km². In case of small catchments, particular rainfall incident can cover whole basin area, what leads to assumption of its uniform distribution on entire basin. Also small catchments can be characterized relatively small variability of physiographical conditions, which allows assuming that direct runoff is similar on entire basin area.

Two main assumptions are underlying the Gradex-KC method. Firstly, the rainfall is assumed to yield an exponential, i.e., EV I distribution, and secondly, the rainfall over certain threshold P_0 is totally transformed into direct runoff. Accepting these both assumptions, the maximum floods distribution function, above a value of discharge corresponding to a value of precipitation P_0 , can be approximated by the maximum rainfalls distribution function. This approximation is possible thanks to two parameters α and P_0 , which are estimated in modified Gradex-KC method. Parameter α called GRADEX (GRADient EXtremes), as a parameter of rainfalls distribution function, is evaluated on the basis of maximum precipitation series. But parameter P_0 is calculated on the basis of the relationship between short series of river discharge observations and corresponding to them rainfall observations.

In the paper there is also presented algorithm of the method.

BIBLIOGRAFIA

- Czamara W., Wołoszyn J., 1986, *Obliczanie maksymalnych przepływów o niskiej częstotliwości pojawiania się metodą „Gradex”*. Wiadomości Melioracyjne i Łąkarskie, nr 4.
- Design flood determination by the Gradex method.*, 1994), Barrages & Reservoirs, 18 Congres CIGB/ICOLD, No 2.
- Domański Cz., 1990, *Testy statystyczne*. PWE, Warszawa.
- Duband D., 1993, *La methode du Gradex (GRADient des valeurs Extremes), pour calculer la probabillite des crues rares et extremes des barrages (evacuateurs)*. Materiały seminarium polsko-francuskiego, IMGW, Warszawa.
- Duband D., Garcon R., 1992, *Extreme precipitation values and their frequencies: Can we rely on our estimates?*. International Symposium on Dams and Extreme Floods, Granada, Spain.
- Guidelines for Flood Frequency Analysis. Long Measurement Series of River Discharge.*, 2005), Institute of Meteorology and Water Management, Warsaw.
- Guillot P., 1993, *The arguments of the gradex method: a logical support to assess extreme floods*. Proceedings of the Yokohama Symposium, IAHS Publ., no. 213.
- Guillot P., Duband D., 1968, *La methode du Gradex pour le calcul de la probabillite des crues a partir des pluies*. Journees de L'Hydraulique, Paris.
- L'application de la methode du Gradex a l'estimation des crues de faible frequence.*, 1972), Division Hydrologie, C.T.G.R.E.F..
- Naghettini M., Potter K. W., Illangasekare T., 1996, *Estimating the upper tail of flood-peak frequency distributions using hydrometeorological information*. Water Resources Research, Vol. 32, No. 6, 1729-1740.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., 1994, 1997, *Hydrologia stosowana*. PWN, Warszawa.
- Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., Ozga-Zieliński B., 1999, *Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia przy projektowaniu obiektów budownictwa hydrotechnicznego. Długie ciągi pomiarowe przepływów*. Materiały Badawcze. Seria Hydrologia i Oceanologia. nr 27, IMGW.
- Ozga-Zieliński B., 1994, *Zastosowanie metody Gradex do określania przepływów maksymalnych rocznych o określonym prawdopodobieństwie występowania w przypadku krótkich ciągów pomiarowych przepływu*. Wiadomości Instytutu Meteorologii i Gospodarki Wodnej, zeszyt 1.
- Ozga-Zieliński B., 2002, *Metody Gradex-KC i Gradex-ZN obliczania największych przepływów pory letniej o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w sytuacji niepełnych danych pomiarowych przepływów*. Monografie Komitetu Gospodarki Wodnej PAN, z. 21.
- Ozga-Zieliński B., 2010, *The Gradex-KC and Gradex-ZN methods for computing the maximum discharges with given probability of exceedance where discharge measurement series are incomplete*. Institute of Meteorology and Water Management – National Research Institute, Warsaw.
- Selection of design flood – Current methods.*, 1992), Commission Internationale des Grands Barrages, Paris.
- Węglarczyk S., 1995, *O wyższości metody odwrotnych odległości obliczania opadu obszarowego nad metodą wieloboków równego opadu*. Politechnika Krakowska. Monografia 188. Kraków.
- Zasady obliczania największych przepływów rocznych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia. Długie ciągi pomiarowe przepływów.*, 2001), IMGW, Warszawa.

Bogdan OZGA-ZIELIŃSKI

Ośrodek Hydrologii
Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej PIB

METODA GRADEX-ZN OBLICZANIA PRZEPŁYWÓW MAKSYMALNYCH PRAWDOPODOBNYCH DLA RZEK NIEKONTROLOWANYCH

1. WPROWADZENIE

W metodzie Gradex-ZN wykorzystuje się podstawy teoretyczne metody Gradex-KC (Ozga-Zieliński 2002) wprowadzając zmiany wynikające z dostosowania sposobu określania parametrów do warunków zlewni niekontrolowanej. Parametr α , tak jak w metodzie Gradex-KC, jest określany na podstawie opadów maksymalnych, które wystąpiły na obszarze, na którym znajduje się badana zlewnia niekontrolowana. Na podstawie ciągów opadów pomierzonych na poszczególnych stacjach opadowych należy określić, dla każdej z nich, gradeks, tj. parametr α , a następnie na podstawie uzyskanych wartości gradeksów wykreślić linie jednakowych gradeksów (izogradeksy), które posłużą do określenia wartości gradeksu dla badanej zlewni niekontrolowanej. Natomiast wartość P_0 w zlewni niekontrolowanej, należy przyjmować z zależności między wysokością opadu i odpływu w zlewni kontrolowanej, w obrębie której znajduje się badana zlewnia niekontrolowana. Przyjmując powyższy sposób postępowania, metodę Gradex-ZN można zaliczyć do regionalnych zależności klasy I (Ozga-Zielińska 1986; Ozga-Zielińska i in. 1994, 1997).

Metoda Gradex-ZN, przy obliczaniu przepływów maksymalnych prawdopodobnych, tak jak i metoda Gradex-KC, wykorzystuje informację o opadach deszczu i w związku z tym może być stosowana dla obszarów, na których wezbrania są typu deszczowego, tj. przede wszystkim dla zlewni górskich i podgórskich.

2. WYZNACZANIE PARAMETRÓW METODY

2.1. Wyznaczanie linii jednakowego gradeksu (izogradeksów)

Na podstawie opadów maksymalnych, które wystąpiły w obrębie obszaru, na którym znajduje się badana zlewnia niekontrolowana, określa się wartości parametru α (wartość gradeksu) dla poszczególnych stacji opadowych. Dla każdej stacji opadowej na podstawie ciągu pomierzonych maksymalnych opadów, z miarodajnego okresu, wyznacza się krzywą rozkładu prawdopodobieństwa opadów, która w podziałce Gumbela jest opisana prostą o równaniu $y = \alpha(P_{\max} - u)$. Następnie na podstawie obliczonych parametrów α wykreślane są linie jednakowego gradeksu, które posłużą do określenia wartości gradeksu dla zlewni niekontrolowanej.

Wartość opadu, pomierzonego na stacjach opadowych znajdujących się w obszarach górskich, jest ściśle związana z wysokością położenia stacji opadowej nad poziomem morza. W związku z tym należy sprawdzić czy istnieje istotny związek między wartościami gradeksu α lub wskaźnika gradeksu α' ($\alpha' = \alpha \cdot 100$) uzyskanymi na poszczególnych stacjach opadowych, a wysokością h położenia tych stacji nad poziomem morza (rys. 1). Jeśli powyższy związek okaże się istotny, tzn. wartości sprawdzianu testu t-Studenta badającego istotność współczynników korelacji (Domański 1990) są większe niż wartość krytyczna testu na przyjętym (najczęściej 0,05) poziomie istotności, to linie jednakowego gradeksu można wykreślić zgodnie z warstwicami terenu. Przykładowo, z ustalonego związku (rys. 1) między wskaźnikiem gradeksu a wysokością położenia stacji n.p.m., odczytuje się dla warstwic o wysokości h_i odpowiadającą jej wartości wskaźnika gradeksu α'_i , którą następnie przypisuje się warstwicę h_i zgodnie z istniejącym układem warstwic na mapie. Wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej obliczana jest z zależności

$$\bar{\alpha}' = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{\alpha'_i + \alpha'_{i+1}}{2} A_i}{A} \quad (1)$$

gdzie:

$\bar{\alpha}'$ – wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej,

α'_i – wartość wskaźnika gradeksu dla i -tej izolinii (izogradeksu),

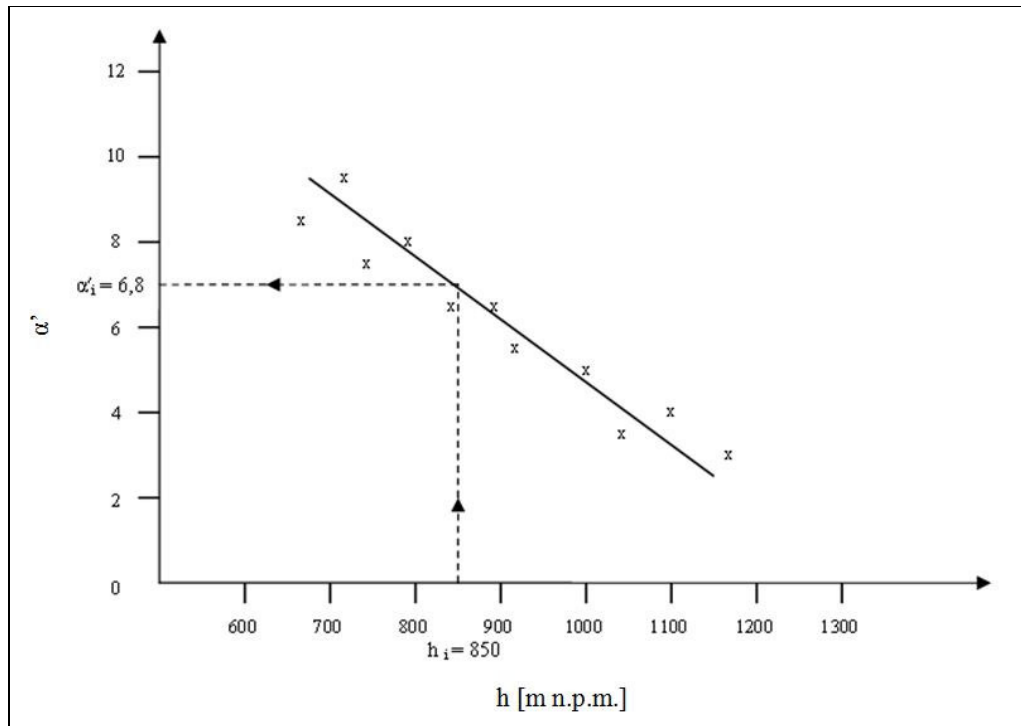
A_i – pole powierzchni zlewni niekontrolowanej między i -tą a $(i+1)$ -szą izolinią (izogradeksem),

A – pole powierzchni całej zlewni niekontrolowanej.

Metoda wyznaczania izogradeksów przypisanych określonym warstwicom, w przypadku określania izogradeksów dla dużych obszarów, przy wykorzystaniu map w skali 1:100000 lub 1:200000, może sprawiać kłopoty natury technicznej związane z poprawnym odczytaniem wartości poszczególnych warstwic i przypisaniem im odpowiednich wartości wskaźnika gradeksu. Dlatego też metoda ta zalecana jest w przypadku wyznaczania izogradeksów dla małych zlewni przy wykorzystaniu map o dużej dokładności, tj. map w skali 1:25000 lub 1:50000.

Jeżeli natomiast związek między wskaźnikiem gradeksu a wysokością położenia stacji opadowych jest nieistotny, w świetle kryterium wspomnianego wyżej testu t Studenta, to linie izogradeksu można przeprowadzić stosując interpolację liniową między wartościami gradeksu na poszczególnych stacjach. Wartość średniego wskaźnika gradeksu dla zlewni niekontrolowanej oblicza się ze wzoru (1).

W sytuacji, gdy liczba stacji opadowych jest niewystarczająca do wyznaczenia (wykreślenia) linii jednakowego gradeksu, można obliczyć średni wskaźnik gradeksu dla zlewni niekontrolowanej jako średnią arytmetyczną z wskaźników gradeksu ze stacji znajdujących się na obszarze zlewni niekontrolowanej oraz ze stacji opadowych położonych najbliższej rozpatrywanej zlewni niekontrolowanej.



Rys. 1. Zależność między wskaźnikiem gradeksu α' i wysokością położenia h stacji opadowej nad poziomem morza

2.2. Wyznaczenie wartości P_0

W celu określenia wartości P_0 , ustala się związek między posiadanymi obserwacjami przepływu i odpowiadającymi im obserwacjami opadu (patrz metoda Gradex-KC). Powyższy związek możliwy jest do ustalenia tylko w przypadku zlewni kontrolowanej (okresowo kontrolowanej). W związku z tym, proponuje się zależność tę ustalić dla zlewni kontrolowanej, w obrębie której znajduje się zlewnia niekontrolowana i następnie przenieść ją na zlewnię niekontrolowaną przyjmując, że obszary obydwu zlewni są podobne pod względem hydrologicznym, w szczególności mają jednakową zdolność retencyjną. Jeśli badana zlewnia niekontrolowana jest jednorodna ze zlewnią kontrolowaną, w obrębie której się znajduje, można bezpośrednio przenieść i wykorzystać wartość P_0 określoną na podstawie ciągów pomierzonych wartości opadów i przepływów w zlewni kontrolowanej.

Możliwe jest również obliczenie wartości P_0 , dla zlewni niekontrolowanej z izolinii wartości P_0 określanych dla kilku sąsiadujących zlewni kontrolowanych znajdujących się w danym regionie lub z rozkładu przestrzennego $P_0 = f(\lambda, \psi)$, tj. zależności w postaci trendu powierzchniowego. Przy stosowaniu tych metod muszą być spełnione określone warunki podane w pracach (Ozga-Zielińska 1986; Ozga-Zielińska i in. 1994, 1997). W przypadku spełnienia tych warunków i przeprowadzenia izolinii P_0 , dalsze postępowanie polega na wyznaczeniu na mapie punktu położenia środka geometrycznego zlewni niekontrolowanej i określenia, stosując interpolację liniową, wartości izolinii przechodzącej przez ten punkt. Wartość tej izolinii jest poszukiwaną wartością P_0 dla zlewni niekontrolowanej. W sytuacji ustalenia równania trendu powierzchniowego, wartości P_0 oblicza się z równania trendu

dla współrzędnych odpowiadających położeniu środka geometrycznego zlewni niekontrolowanej.

Ustalenie poprawnej zależności regionalnej w postaci izol linii lub trendu powierzchniowego nie jest sprawą prostą, wymaga bowiem spełnienia określonych warunków. Gdy nie jest to możliwe proponuje się przy określaniu P_0 rozwiązanie alternatywne przyjmując, że badana zlewnia niekontrolowana jest w pełni jednorodna ze zlewnią kontrolowaną w obrębie, której się znajduje. Parametr P_0 jest ściśle związany z nasyceniem zlewni, a więc charakteryzuje zlewnię pod kątem jej zdolności retencyjnych. Ponieważ metoda Gradex-ZN stosowana jest dla małych zlewni, o stosunkowo mało różniących się warunkach fizjograficznych w stosunku do zlewni kontrolowanej w obrębie której się znajduje, pozwala to na przyjęcie jednakowego stanu nasycenia obu zlewni. W zastosowaniach inżynierskich, założenie o jednorodności zlewni pod względem zdolności retencyjnych jest na ogół możliwe do przyjęcia. Umożliwia to bezpośrednie przeniesienie i wykorzystanie wartości P_0 określonej na podstawie ciągów pomierzonych wartości opadów i przepływów w zlewni kontrolowanej.

3. PROCEDURA WYKONANIA OBLICZEŃ

0. Przygotowanie danych pomiarowych

Opad średni na obszarze zlewni kontrolowanej, w obrębie której położona jest zlewnia niekontrolowana, należy określić, jedną ze standardowych metod uśredniania opadu, na podstawie obserwacji opadów maksymalnych w roku, z miarodajnego przedziału czasu, na poszczególnych stacjach opadowych.

Zgodnie z wymaganiami metody Gradex opad i odpływ powinny być wyrażone w tych samych jednostkach, na przykład w milimetrach wysokości opadu i odpływu w miarodajnym przedziale czasu ($q_{\max} [\text{mm}] = c [\text{s}] \cdot Q_{\max} [\text{m}^3 \text{s}^{-1}] / A [\text{km}^2]$), gdzie A jest powierzchnią zlewni kontrolowanej zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek, $c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t , który zależy od wielkości zlewni kontrolowanej i równy jest np. kilku godzinom, dobie czy wielokrotności doby).

1. Estymacja parametrów α i u w rozkładu opadów

Dla każdej stacji opadowej znajdującej się na obszarze zlewni kontrolowanej, w obrębie której znajduje się zlewnia niekontrolowana, na podstawie długiego i jednorodnego ciągu opadów maksymalnych pomierzonych na tej stacji, estymuje się, metodą największej wiarygodności, parametry α i u rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela). Funkcja rozkładu opadów w podziale prawdopodobieństwa Gumbela opisana jest prostą o równaniu

$$y = \alpha (P_{\max} - u) \quad (2)$$

gdzie:

y – zmienna zredukowana,

α i u – parametry rozkładu Fishera-Tippetta typu I (Gumbela), parametr α określa nachylenie prostej o równaniu (3) i zwany jest gradeksem,

P_{\max} – opad maksymalny w roku z miarodajnego przedziału czasu,

oraz

$$P_{\max,p} = u + \frac{1}{\alpha} y_p \quad (3)$$

$$y_p = -\ln \left(\ln \frac{1}{1-p} \right) \quad (4)$$

gdzie:

- $P_{\max,p}$ – opad maksymalny w roku o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia p ,
- y_p – kwantyl standaryzowanego rozkładu Fishera-Tippetta typu I,
- p – teoretyczne prawdopodobieństwo przewyższenia rozkładu opadów maksymalnych.

2. Wykreślanie linii izogradeksu i określanie wartości $\bar{\alpha}$

Następnie na podstawie obliczonych wartości gradeksu α , lub wskaźnika gradeksu α' ($\alpha' = \alpha \cdot 100$), wykreśla się linie jednakowego gradeksu (izogradeksy) na mapach w skali 1:100000, 1:50000 lub 1:25000 w zależności od wielkości zlewni.

Jeżeli związek między wartościami gradeksu α , lub wskaźnika gradeksu α' , uzyskanymi na poszczególnych stacjach opadowych a wysokością h położenia tych stacji nad poziomem morza (rys. 1) okaże się istotny, w świetle kryterium testu t-Studenta, to linie jednakowego gradeksu należy wykreślić zgodnie z warstwicami terenu. Wartość średniego gradeksu $\bar{\alpha}$ (wskaźnika gradeksu $\bar{\alpha}'$) dla zlewni niekontrolowanej obliczana jest ze wzoru (1).

Jeżeli natomiast związek między wartościami gradeksu (wskaźnika gradeksu) a wysokością położenia stacji opadowych jest nieistotny to linie izogradeksu można przeprowadzić stosując interpolację liniową między wartościami gradeksu (wskaźnika gradeksu) na poszczególnych stacjach i następnie określić wartość średniego gradeksu (wskaźnika gradeksu) ze wzoru (1). W sytuacji, gdy liczba stacji opadowych jest niewystarczająca do wyznaczenia (wykreślenia) linii jednakowego gradeksu można obliczyć średni gradex (wskaźnik gradeksu) dla zlewni niekontrolowanej jako średnią arytmetyczną z gradeksów (wskaźników gradeksu) ze stacjami znajdujących się na obszarze zlewni niekontrolowanej oraz ze stacji opadowych najbliższej położonych rozpatrywanej niekontrolowanej zlewni.

3. Określanie wartości P_0

Dla zlewni kontrolowanej, na podstawie jednorodnego ciągu przepływów maksymalnych pomierzonych w przekroju kontrolowanym i odpowiadającego jemu jednorodnego ciągu maksymalnych opadów uśrednionych na obszarze tej zlewni, ustala się zależność między opadem P_{\max} a odpływem q_{\max} (rys. 2) aproksymując tę zależność na ogół prostą o równaniu

$$q_{\max} = b_0 + b_1 \cdot P_{\max} \quad (5)$$

gdzie:

- b_0, b_1 – współczynniki równania określane metodą najmniejszych kwadratów.

Z równania lub z wykresu zależności (5), między opadem maksymalnym i odpływem maksymalnym, odczytuje się wartość opadu, przy której odpływ bezpośredni równy jest zero. Według metody Gradex-KC wartość ta zostaje przyjęta jako P_0 .

Przyjmuje się, że badana zlewnia niekontrolowana jest jednorodna ze zlewnią kontrolowaną, w obrębie której się znajduje. Wobec tego, możliwe jest bezpośrednie przeniesienie i wykorzystanie wartości P_0 określonej na podstawie ustalonej zależności (5)

4. Wyznaczenie funkcji rozkładu prawdopodobieństwa przepływów

Na podziałce Gumbela funkcja rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} , dla zlewni niekontrolowanej, opisana jest prostą o równaniu

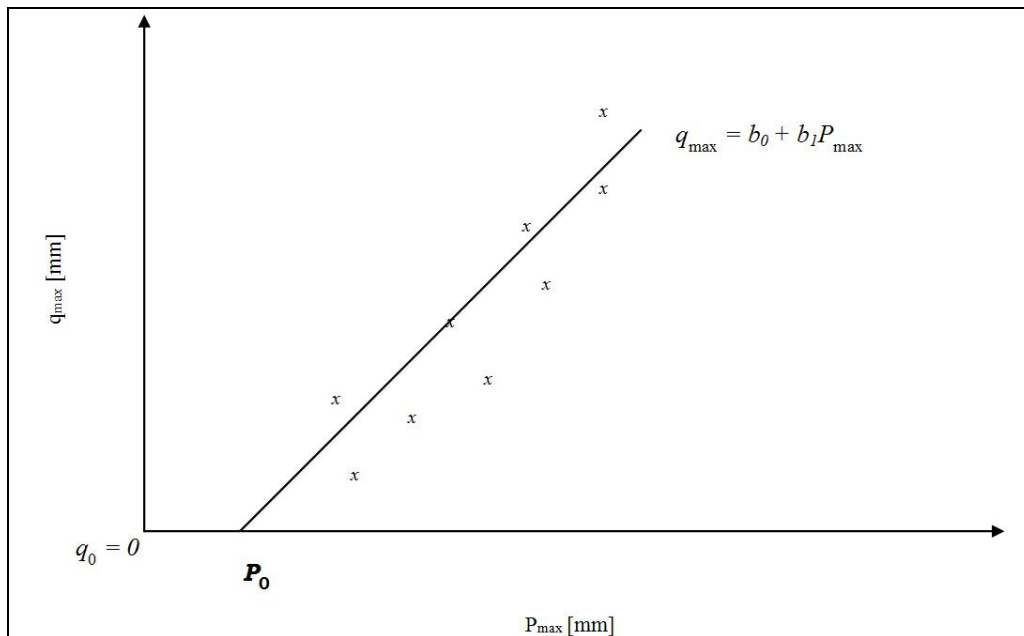
$$y = \bar{\alpha}(q_{\max} - P_0) \quad (6)$$

gdzie:

y – zmienna zredukowana jak we wzorze (2),

$\bar{\alpha}$ – wartość średniego gradeksu (wskaźnika gradeksu $\bar{\alpha}$) określona zgodnie z procedurą podaną w pkt. 2,

P_0 – parametr określany w sposób opisany w pkt. 3 procedury obliczeniowej.



Rys. 2. Zależność między dobowymi maksymalnymi w roku wartościami opadu i odpływu

Na podziałce rozkładu Gumbela określa się punkt przecięcia rzędnej odpowiadającej wartości parametru P_0 z odciętą odpowiadającą dystrybuancie, dla której zmienna zredukowana y równa jest zero. Punkt ten jest miejscem, od którego ekstrapoluje się teoretyczną funkcję rozkładu prawdopodobieństwa przepływów maksymalnych q_{\max} wyrażoną prostą o równaniu (6).

Po ekstrapolacji prostej (6) do obszaru przepływów o małym prawdopodobieństwie przewyższenia możliwe jest odczytanie z wykresu (rys. 2) lub określenie z zależności (7) wartości przepływów maksymalnych $q_{\max,p}$ o dowolnym prawdopodobieństwie przewyższenia

$$\hat{q}_{\max,p} = P_0 + \frac{1}{\bar{\alpha}} y_p \quad (7)$$

gdzie:

y_p – kwantyl obliczany ze wzoru (4), o zadanym prawdopodobieństwie przewyższenia p rozkładu przepływów maksymalnych.

5. Obliczanie błędu oszacowania kwantyla $\hat{q}_{\max,p}$

Zgodnie z metodą Gradex-KC (Ozga-Zieliński 2002), błąd oszacowania $\sigma^2(\hat{q}_{\max,p})$ kwantyla przepływów maksymalnych określa następująca zależność

$$\sigma^2(\hat{q}_{\max,p}) = \frac{\sigma_p^2}{b_1^4} \left[\frac{b_1^2}{k} + \frac{(b_0 + b_1 \bar{q}_{\max})^2}{(k-2)\sigma_q^2} \right] + \frac{6}{\pi^2 \bar{n} \bar{\alpha}^2} y_p^2 \quad (8)$$

gdzie:

y_p – kwantyl standaryzowanego rozkładu Fishera-Tippetta obliczany ze wzoru (4),

k – liczebność ciągu przepływów maksymalnych i odpowiadającemu mu ciągu opadów maksymalnych, na podstawie których ustalana jest zależność (5),

\bar{n} – średnia liczebność ciągów opadów maksymalnych, na podstawie których estymowane są wartości gradeksów $\bar{\alpha}$ (wskaźników gradeksu $\bar{\alpha}'$), obliczana jako średnia arytmetyczna z liczebności ciągów opadów dla poszczególnych stacji opadowych w badanym obszarze,

b_0, b_1 – współczynniki równania regresji (5) określane ze wzorów

$$b_0 = \bar{q}_{\max} - b_1 \bar{P}_{\max} \quad \text{i} \quad b_1 = \frac{\sum_{i=1}^k (P_{\max,i} - \bar{P}_{\max})(q_{\max,i} - \bar{q}_{\max})}{\sum_{i=1}^k (P_{\max,i} - \bar{P}_{\max})^2},$$

$\sigma_p^2 = \frac{1}{k-2} \sum_{i=1}^k (P_{\max,i} - \bar{P}_{\max})^2$ – nieobciążony estymator odchylenia średniego P_{\max} w równaniu regresji (5),

$\sigma_q^2 = \frac{1}{k-2} \sum_{i=1}^k (q_{\max,i} - \bar{q}_{\max})^2$ – nieobciążony estymator odchylenia średniego q_{\max} w równaniu regresji (5),

\bar{q}_{\max} i \bar{P}_{\max} – wartości średnie odpowiednio przepływów i opadów maksymalnych obliczane na podstawie k -elementowego ciągu obserwacji przepływów maksymalnych i odpowiadającemu mu ciągu opadów maksymalnych pomierzonych w zlewni kontrolowanej,

y_p – kwantyl standaryzowanego rozkładu Fishera-Tippetta obliczany ze wzoru (4).

6. Ustalenie górnej granicy przedziału ufności

Górną granicę przedziału ufności $q_{\max,p}^{\alpha}$ (rys. 3) określa się ze wzoru

$$q_{\max,p}^{\alpha} = \hat{q}_{\max,p} + t'_{\alpha} \sigma(\hat{q}_{\max,p}) \quad (9)$$

gdzie:

t'_{α} – kwantyl standaryzowanego rozkładu normalnego przyjmowany w zależności od prawdopodobieństwa P'_{α} równego

$$P'_{\alpha} = P[q_{\max,p} \leq \hat{q}_{\max,p} + t'_{\alpha} \sigma(\hat{q}_{\max,p})] \quad (10)$$

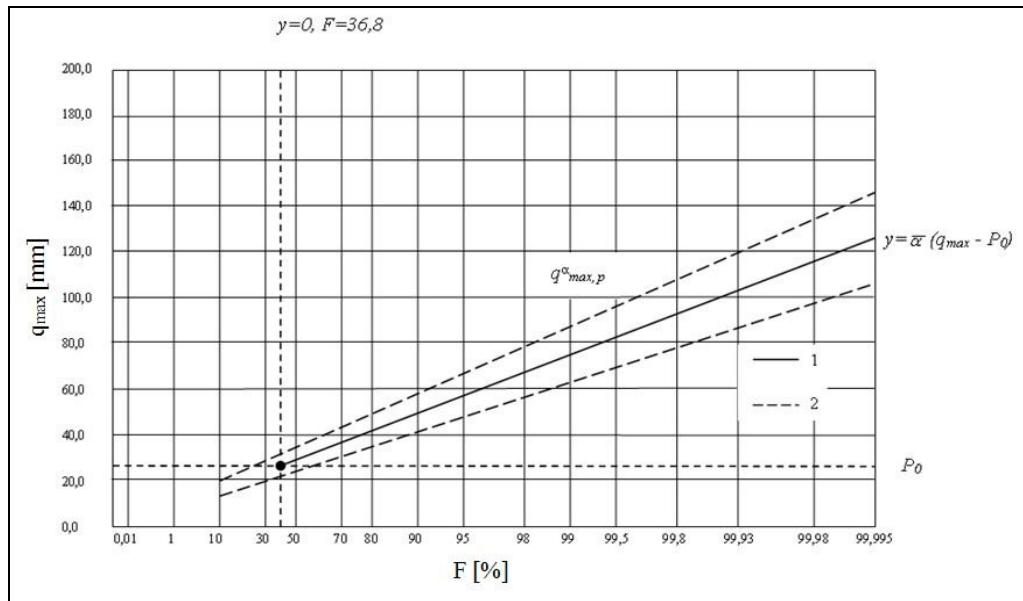
gdzie:

P'_{α} – prawdopodobieństwo zdarzenia polegającego na tym, że rzeczywista wartość kwantyla $q_{\max,p}$ nie przekroczy górnej granicy przedziału ufności.

Wartości t'_{α} w zależności od P'_{α} podano w pracach (Kaczmarek 1970; Ozga-Zielińska i in. 1994, 1997).

7. Przeliczenie jednostek

Wszystkie obliczone wartości charakterystyk przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia, wyrażone w milimetrach dla miarodajnego przedziału czasu, należy przeliczyć na wartości wyrażone w m^3/s zgodnie z przekształceniem $Q_{\max} [\text{m}^3 \text{s}^{-1}] = q_{\max} [\text{mm}] \cdot A [\text{km}^2] / c [\text{s}]$, gdzie A jest powierzchnią zlewni niekontrolowanej zaś c jest współczynnikiem przeliczeniowym jednostek ($c = t \cdot 10^{-3}$ dla miarodajnego przedziału czasu t).



Rys. 3. Rozkład Gumela: dystrybucja teoretyczna przepływów q_{\max} (1) i przedział ufności q_{\max} (2) dla zlewni niekontrolowanej

4. PODSUMOWANIE

Doświadczenia autora metody uzyskane na podstawie wyników zastosowania metody Gradex-ZN w zlewniach Dunajca i Skawy zamieszczone w pracach (Ozga-Zieliński 2002, 2010) oraz wyniki wykorzystania metody dla kilku rzek zlewni

Wisły do przekroju w Skoczowie (Kaźmierczak 2001) i zlewni rolniczych w dorzeczu Odry (Gromada 2007) wykazały, że metoda Gradex-ZN może być wykorzystywana w inżynierskich aplikacjach przy określaniu maksymalnych przepływów prawdopodobnych w zlewniach niekontrolowanych. Należy ponadto podkreślić, że metoda ta daje dobre (miarodajne) oszacowania rozpatrywanych charakterystyk przepływów maksymalnych dla zlewni na obszarach, w których istnieje gęsta sieć stacji opadowych.

Podsumowując, należy stwierdzić, że metoda Gradex-ZN, podobnie jak i metoda Gradex-KC, może być z powodzeniem stosowana w praktyce inżynierskiej przy uwzględnieniu ograniczeń wynikających z przyjętych założeń. A mianowicie, metody te mogą być stosowane w przekrojach obliczeniowych zamykających nieduże zlewnie, wymagają długich ciągów obserwacji opadów maksymalnych często z miarodajnych przedziałów krótszych niż jedna doba, oraz gęstej sieci obserwacyjnej opadów. Stosowalność obu metod ogranicza się do zlewni rzek, w których dominują wezbrania typu deszczowego, tj. na ogół do zlewni rzek górskich. Przyjęty a priori, w metodach Gradex-KC i Gradex-ZN, rozkład Fishera-Tippetta typu I (Gumbela), któremu podlegają opady maksymalne, w niektórych zastosowaniach może zostać zastąpiony innym rozkładem prawdopodobieństwa w celu uzyskania lepszego dopasowania rozkładu dla przepływów maksymalnych. Wymaga to jednak dalszych prac badawczych.

Zaproponowane procedury obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia metodami Gradex-KC i Gradex-ZN zostały oprogramowane i zaimplementowane w środowisku Windows (bezpłatne programy komputerowe są dostępne u autora artykułu).

THE GRADEX-ZN METHOD FOR ESTIMATION OF MAXIMUM FLOODS WITH GIVEN PROBABILITY OF EXCEEDANCE IN CASES OF UNGAUGED BASINS

Summary

The problem, which is discussed in the paper, concerns estimation of maximum floods with T -year return period in cases of ungauged basins due to proposed regional relationships i.e. extended Gradex-ZN method. The Gradex-ZN method is based on theoretical assumptions adopted in the Gradex-KC method introducing changes in parameters estimation taking into account requirements of ungauged basin. The α parameter is estimated for all rainfall stations situated on the area of the ungauged site. Then on the basis of particular gradex parameter of each rainfall station, isolines of gradex are drawn and then they are used to evaluate the α parameter for the ungauged site. Parameter P_0 for ungauged site is proposed to be calculated on the basis of relationship between river discharges and rainfalls for gauged basin on which the ungauged site area is situated.

There is also presented algorithm of the method in the paper.

BIBLIOGRAFIA

- Domański Cz., 1990, *Testy statystyczne*. PWE, Warszawa.
Gromada O., 2007, *Maksymalne opady i maksymalne przepływy o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w wybranych zlewniach rolniczych*. Praca Doktorska, Wydział Inżynierii

Środowiska i Geodezji, Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu.

Kaczmarek Z., 1970, *Metody statystyczne w hydrologii i meteorologii*. WKiŁ, Warszawa.

Kaźmierczak M. [Kotlarz M.], 2001, *Zastosowanie metody Gradex-ZN do obliczania przepływów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w przekrojach rzek niekontrolowanych*. Prace słuchaczy Studium Podyplomowego „Monitoring i osłona hydrologiczno-meteorologiczna”, IMGW, Warszawa.

Ozga-Zielińska M., 1986, *Hydrologiczne zależności regionalne*. Wiadomości IMGW, z. 4.

Ozga-Zielińska M., Brzeziński J., 1994, 1997, *Hydrologia stosowana*. PWN, Warszawa.

Ozga-Zieliński B., 2002, *Metody Gradex-KC i Gradex-ZN obliczania największych przepływów pory letniej o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia w sytuacji niepełnych danych pomiarowych przepływów*. Monografie Komitetu Gospodarki Wodnej PAN, z. 21.

Ozga-Zieliński B., 2010, *The Gradex-KC and Gradex-ZN methods for computing the maximum discharges with given probability of exceedance where discharge measurement series are incomplete*. Institute of Meteorology and Water Management – National Research Institute, Warsaw.

Witold G. STRUPCZEWSKI¹, Krzysztof KOCHANEK¹, Ewa BOGDANOWICZ², Wojciech FELUCH³ i Iwona MARKIEWICZ¹

¹Instytut Geofizyki Polskiej Akademii Nauk

²Instytut Meteorologii i Gospodarki Wodnej

³Politechnika Warszawska

DWUETAPOWA METODA ESTYMACJI KWANTYLI POWODZIOWYCH W WARUNKACH NIESTACJONARNOŚCI

1. WPROWADZENIE

Naukowcy wciąż dyskutują czy obserwowane zmiany klimatyczne mają charakter przejściowy i czy są spowodowane działalnością człowieka, jednakże zmian tych nie kwestionują. Zmienność zjawisk naturalnych jest bowiem permanentną cechą przyrody, co zauważył już starożytny efeski filozof Heraklit formułując słynną myśl: „*panta rhei*”, o czym człowiek współczesny zdaje się czasami zapominać. Większość narzędzi wykorzystywanych w analizie częstości występowania powodzi zakłada stacjonarność procesów hydrologicznych występujących w rzekach (Milly i in. 2008). Przed naukowcami stoi zatem zadanie opracowania nowych niezawodnych lub udoskonalenie już istniejących metod analizy częstości występowania powodzi (ACWP) uwzględniających niestacjonarność ekstremalnych zjawisk hydrologicznych.

2. METODA DWUSTOPNIOWA

Wcześniejsze udane prace naszego zespołu nad zagadnieniami estymacji kwantyli powodziowych w warunkach niestacjonarnych oraz rozpoznanie niedoskonałości klasycznego podejścia do niestacjonarnej analizy częstości występowania powodzi wykorzystującego metodę największej wiarygodności, ang. *maximum likelihood* (ML) (Strupczewski i in. 2001; Strupczewski i Kaczmarek 2001) zaowocowały wstępnymi pomysłami algorytmów wykorzystujących coraz bardziej rozpowszechnioną w hydrologii metodę momentów liniowych (ang. *linear moments*, LM). Metoda momentów liniowych, (Hosking 1990; Hosking i Wallis 1997), jest modyfikacją metody momentów o ważonym prawdopodobieństwie, ang. *probability weighted moments* (PWM) (Greenwood i in. 1979; Hosking 1985; Rao i Hamed 2000), jest powszechnie używana w ACWP z powodu jej prostoty i zadowalających wyników dla krótkich hydrologicznych ciągów pomiarowych. Hosking i in. (1985) wykazali, iż estymatory PWM dają lepsze oszacowania kwantyli o dużym prawdopodobieństwie nieprzewyższenia (tzw. „kwantyle powodziowe”) dla małych prób. Ponadto, oszacowania kwantyli powodziowych uzyskane za pomocą momen-

tów liniowych są mniej wrażliwe na dobór modelu (rozkładu prawdopodobieństwa) niż wartości estymowane za pomocą metody największej wiarygodności (np. Strupczewski i in. 2002a,b). Poza tym, z naszych doświadczeń (Strupczewski i in. 2005; Kochanek i in. 2005) wynika, iż stosując metody numeryczne w celu wyznaczenia wartości maksymalnej funkcji wiarygodności rozkładów wieloparametrycznych często natrafia się na maksima lokalne powodujące zatrzymanie się algorytmu optymalizującego, przez co uzyskane oszacowania parametrów (i kwantyli) są błędne. Trudności odnalezienia globalnej wartości maksymalnej funkcji wiarygodności rosną wraz z liczbą parametrów modelu, podczas, gdy metoda momentów liniowych pod tym względem jest „obojętna” na typ i liczbę parametrów rozkładów prawdopodobieństwa. Obok wymienionych już zalet momentów liniowych można jeszcze dodać, że (Hosking 1990, Hosking and Wallis 1997):

1. mogą być one stosowane dla większej liczby modeli niż momenty konwencjonalne, w tym do modeli, których skończone momenty konwencjonalne mogą nie istnieć, ang. *limited-existence-moments distributions*; jeśli średnia istnieje, oznacza to, że pozostałe momenty liniowe też istnieją,
2. są mniej obciążone niż momenty konwencjonalne,
3. są odporne na elementy odstające w próbach,
4. są łatwe do obliczenia dla rozkładów posiadających jawną analityczną postać kwantyla w funkcji dystrybuanty, czyli: $x = x(F)$.

Jednakże metoda LM w swoich założeniach wymaga sortowania próby od najmniejszej wartości do największej, co tym samym niweczy chronologię występowania epizodów powodziowych. Dla przypadków stacjonarnych kolejność elementów w próbie nie ma zazwyczaj znaczenia, ale gdy rozpatrujemy przypadek niestacjonarny, kolejność pomiarów w ciągu jest kluczowa. W związku z tym postanowiono podzielić proces estymacji kwantyli powodziowych niestacjonarnych na dwa etapy:

- (1) w pierwszym etapie trendy w wartości średniej i odchyleniu standardowym w ciągach pomiarowych przepływów maksymalnych rocznych lub sezonowych szacowane są za pomocą metody Ważonych Najmniejszych Kwadratów (ang. *weighted least squares*, WLS) – równoważnej estymacji trendów w momentach dla rozkładu normalnego – wyprowadzonej dla rozkładów o stałej i niezbyt dużej skośności (Strupczewski i Kaczmarek 2001). Uzyskane wartości trendów służą następnie do standaryzacji („de-trendyzacji”) serii czasowej;
- (2) dla tak otrzymanej stacjonarnej serii czasowej i dobranego typu rozkładu z rodziny rozkładów o skośności niezależnej od dwóch pierwszych momentów estymuje się metodą LM parametry i kwantyle, a do otrzymanych kwantyli wprowadza się trend.

Sposób uwzględnienia trendów w momentach, a nie w parametrach poszczególnych rozkładów, przybliża metodę dwuetapową do klasycznych technik analizy ciągów czasowych i detekcji trendów, a przede wszystkim eliminuje błędy modelu podczas estymacji momentów (szczególnie duże przy zastosowaniu metody największej wiarygodności) występujące, gdy wybrany rozkład jest błędny lub różny od normalnego (wyjątek to wartość średnia rozkładu Gamma). Ma ono również tę zaletę, iż wyznaczone trendy są niezależne od typów modeli dobieranych w drugim etapie, przez co uzyskane wyniki mogą być porównywane między sobą dla różnych funkcji rozkładów prawdopodobieństwa. Należy zwrócić uwagę, że nie rozpatrujemy tutaj przypadku zmienności w czasie modelu statystycznego (typu rozkładu) dążąc do uproszczenia i tak już skomplikowanych algorytmów szacowania niestacjonarnych kwantyli powodziowych, zdecydowaliśmy się na przyjęcie najprostszego –

liniowego – trendu w wartości średniej i odchyleniu standardowym (świadomi, iż można stosować inne formy zależności od czasu):

$$\mu_t = at + b \text{ oraz } \sigma_t = ct + d \quad (1)$$

gdzie:

t – czas (w kolejnych latach licząc od początku serii czasowej),

μ_t – wartość średnia w roku t

a – parametr trendu w średniej

b – parametr średniej

σ_t – odchylenie standardowe w roku t

c – parametr trendu w odchyleniu standardowym

d – parametr odchylenia standardowego

Po estymacji wartości parametrów a , b , c , d dokonujemy standaryzacji szeregu czasowego maksymalnych przepływów rocznych lub sezonowych (dla tych potrzeb przygotowano 2 warianty oprogramowania) x_t uzyskując wolną od trendów w wartości średniej i odchyleniu standardowym próbę y_t :

$$y_t = (x_t - at - b) / (ct + d) \quad (2)$$

Poszczególne elementy y_t tak skomponowanej próby losowej można posortować niemalejąco i na ich podstawie obliczyć momenty liniowe do estymacji parametrów i kwantyli (stacjonarnych!) wybranych modeli.

Dla wybranego rozkładu prawdopodobieństwa w drugim etapie za pomocą metody momentów liniowych obliczane są najpierw parametry modelu, a na ich podstawie stacjonarne kwantyle przepływów o zadanym prawdopodobieństwie nieprzewyższenia $Q_y^M(F)$, gdzie M – oznacza model, czyli funkcję rozkładu prawdopodobieństwa, F – prawdopodobieństwo nie-przewyższenia. W obu wersjach oprogramowania (dla ciągów maksimów sezonowych i rocznych) wykorzystujących algorytm dwuetapowy przewidziano 7 funkcji rozkładu prawdopodobieństwa, dwuparametrowe Normalny (N2) i Gumbela (Gu2) oraz trzyparametrowe Logarytmiczno-Normalny (LN3), Pearsona typ III (Pe3), Zgeneralizowany Wartości Ekstremalnych (ang. *Generalised Extreme Value*, GEV), Zgeneralizowany Logarytmiczno-Logistyczny (ang. *Generalised Log-Logistic*, GLL) oraz Weibulla (We3). Postacie algebraiczne wszystkich wymienionych funkcji oraz wzory potrzebne do estymacji ich parametrów za pomocą metody momentów liniowych czytelnik znajdzie np. w Rao (2000). Ponieważ elementy y_t mogą być, i z reguły są, dodatnie i ujemne, to rozkłady zostały wybrane tak, aby miały nieograniczone bądź lewostronnie ograniczone nośniki. Oczywiście podana lista modeli nie wyczerpuje możliwości i może być w miarę potrzeb uzupełniana. Doboru najlepszego modelu do próby można dokonać stosując np. kryterium AIC (Akaike 1974, Hurvich i Chih-Ling 1989). Osobnego komentarza wymaga kwestia estymacji przepływów maksymalnych rocznych na podstawie ciągów maksimów sezonowych. W tym przypadku rozkłady sezonowe mogą różnić się między sobą (pod warunkiem, że pochodzą z podanej wcześniej listy), a kwantyl obliczany jest numerycznie na podstawie rozkładu będącego alternatywą dystrybuant rozkładów sezonowych. Więcej na temat sezonowego podejścia do modelowania stacjonarnych przepływów maksymalnych rocznych stosowanego w oprogramowaniu niestacjonarnym czytelnik znajdzie między innymi w Strupczewski i in. (2012) oraz Kochanek i in. (2012). Na podstawie tak wyliczonych kwantyli stacjonarnych, $Q_y^M(F)$, oraz wartości parametrów

trendów w średniej i odchyleniu standardowym obliczonych w pierwszym etapie (a , b , c i d) dla wybranych chwil czasowych (t) obliczane są kwantyle niestacjonarne $Q_x^M(F, t)$:

$$Q_x^M(F, t) = (at + b) + (ct + d)Q_y^M(F) \quad (3)$$

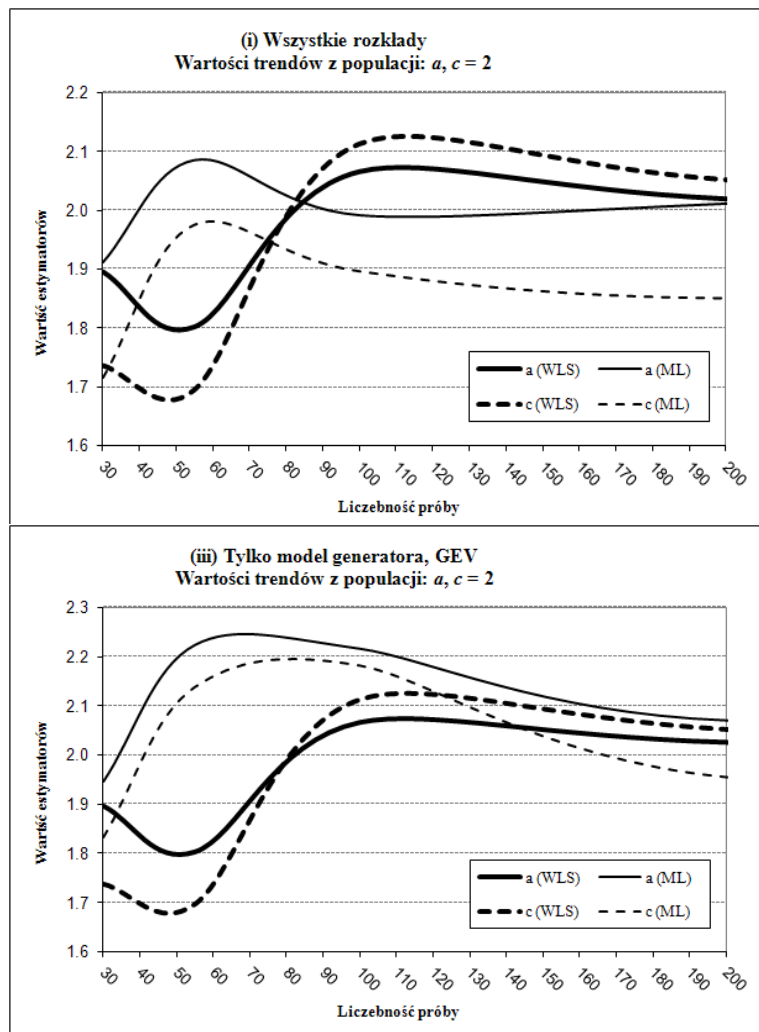
W wyniku działania algorytmu dwuetapowego otrzymujemy wartości kwantyli zadanego rzędu i dla danego roku. Podobne rezultaty (tylko dla szeregów pomiarowych maksimów rocznych) uzyskuje się za pomocą klasycznego podejścia wykorzystującego funkcje największej wiarygodności ze zmiennymi stowarzyszonymi (ang. *covariates*). Tutaj również w celu umożliwienia porównania metody ML z DE parametry położenia i skali zostały wyrażone w funkcji zależnych od czasu średniej i odchylenia standardowego. Przyjęto, iż parametr kształtu nie zależy od czasu. W przypadku metody ML liczba estymowanych parametrów zwiększa się o dwa w stosunku do przypadku stacjonarnego. Z uwagi na rozpowszechnienie tej metody w hydrologii (np. Strupczewski i in. 2001, Katz i in. 2002) jej dokładny opis został w niniejszym artykule pominięty.

3. PORÓWNANIE PODEJŚCIA DE I ML – EKSPERYMENT NUMERYCZNY

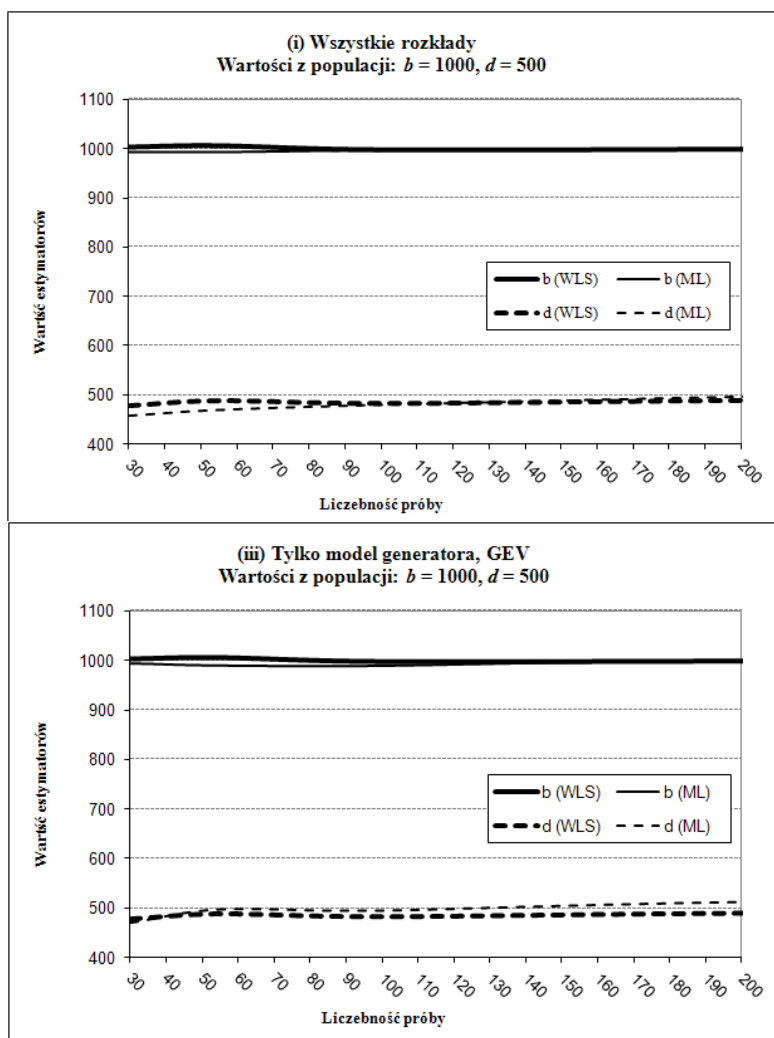
W celu porównania wyników obu metod estymacji niestacjonarnych kwantyli powodziowych przeprowadzony został eksperyment numeryczny za pomocą symulacji Monte Carlo (MC). Stosując generator niestacjonarnych ciągów pomiarowych generowano kolejne próby pseudolosowe o założonych parametrach trendów w średniej i odchyleniu standardowym, które następnie wykorzystywane były do estymacji trendów w średniej i odchyleniu standardowym oraz w kwantylach o zadanych prawdopodobieństwach nieprzewyższenia (F) i kolejnych lat (t). Wartości średniej i odchylenia standardowego wraz z ich trendami jak również współczynnik skośności szeregów czasowych generowanych przez generator prób pseudolosowych były dobierane w taki sposób, aby odzwierciedlały reżim przepływów maksymalnych rzek polskich. Estymację dokonywano dwiema opisanymi wyżej metodami. Znając prawdziwe wartości trendów i kwantyli, można określić jakie błędy estymacji generują obie metody.

Dobór modeli do serii (w przypadku podejścia DE – do próby stacjonarnej) odbywał się na podstawie kryterium AIC, co oznacza, że w ogólności kwantyle, a w przypadku podejścia ML również trendy średniej i odchylenia standardowego, w kolejnych symulacjach MC mogły być wyznaczone z różnych modeli. Dla obu wariantów eksperymentu (DE i ML) rozważono trzy przypadki doboru modeli: (i) gdy nie znany jest właściwy rozkład prawdopodobieństwa serii i w związku z tym każdy rozkład (z zestawu dostępnych w oprogramowaniu) ma równe szanse, aby być wskazany jako właściwy dla danej próby, (ii) gdy stosujemy błędny rozkład (wariant najbliższy rzeczywistości), czyli z zestawu modeli alternatywnych eliminujemy model użyty w generatorze oraz (iii) gdy stosujemy tylko prawdziwy model zgodny z modelem generatora. Obliczenia przeprowadzono dla różnych wariantów modelu generatora, wartości średniej i odchylenia standardowego, trendów, skośności i liczebności próby oraz rzędów (F) i chwil czasowych kwantyli (t). Jednakże z powodu analogicznych wniosków formułowanych na podstawie wyników tych obliczeń oraz ograniczeń długości tekstu, w niniejszej pracy pokazane będą tylko wybrane wyniki, a wnioski, w miarę możliwości, będą uogólniane na inne przypadki.

Wyniki estymacji wartości trendów dla generatora z rozkładu GEV o parametrach średnia, $\mu_t = 1000 + 2 \cdot t$, odchylenie standardowe $\sigma_t = 500 + 2 \cdot t$ oraz $CS = 1,5$ przedstawiono na wykresach poniżej (rys. 1a, 1b). Co interesujące, generowane próby rzadko były „rozpoznawane” przez program jako pochodzące z rozkładu GEV, szczególnie gdy liczyły niewiele elementów. Dzieje się tak dlatego, iż stosunkowo krótkie serie czasowe (nawet kilkudziesięcioelementowe) nie odzwierciedlają wszystkich cech populacji, a w przypadku metody DE ich struktura jest dodatkowo zaburzana przez „de-trendyzację”, a rozkład dobierany jest na podstawie prób pozbawionych trendów. Z tego powodu rezultaty ML dla wszystkich dostępnych rozkładów (wariant (i)) różniły się niewiele od tych bez rozkładu GEV (wariant (ii)), gdyż nikły procent przypadków GEV nie wpływał znacząco na zmianę średnich wyników; dlatego też wykresy dla wariantu (ii) zostały pominięte. Oczywiście dla DE wyniki trendów są identyczne dla wszystkich trzech wariantów, gdyż nie zależą od rozkładu, dobieranego w drugim etapie algorytmu.



Rys. 1a. Średnie wartości estymowanych trendów w średniej i odchyleniu standardowym z tysiąca symulacji Monte Carlo uzyskane dwiema metodami: WLS (grubsze linie) i ML dla różnych liczebności prób.



Rys. 1b. Średnie wartości estymowanych trendów w średniej i odchyleniu standardowym z tysiąca symulacji Monte Carlo uzyskane dwiema metodami: WLS (grubsze linie) i ML dla różnych liczebności prób.

Jak można zaobserwować na wykresach obie metody prowadzą do stosunkowo dobrego oszacowania wartości średniej i jej trendów ze wskazaniem na metodę ML. Metoda ta w wariancie (i) daje wyróżniające się oszacowanie współczynnika trendów a dla małych liczebności prób ($N < 80$), a w wariancie (iii) wyniki porównywalne z WLS. W przypadku współczynnika trendu odchylenia standardowego, c , lepsze pod względem stabilności wyniki osiąga się za pomocą metody DE. Jeśli natomiast wziąć pod uwagę ogólne oszacowanie zależnej od czasu średniej, μ_t , i odchylenia standardowego, σ_t , metoda WLS jest bezkonkurencyjna. W kształcie krzywych na wykresach uderza przede wszystkim niestabilność rozwiązań metody ML, które nawet dla dużych (asymptotycznych) prób losowych nie osiągają wartości z populacji, podczas, gdy metoda WLS dąży „gasnąc periodycznie” do właściwego rozwiązania. Ponadto metoda ML charakteryzuje się stosunkowo dużą zawodnością – kilka do kilkunastu procent (w zależności od parametrów próby) estymacji kończy się porażką z nieznanymi przyczyn lub uzyskany wynik jest niewiarygodny (np. osiągnięcie maksimum lokalnego funkcji wiarygodności), podczas gdy metoda WLS zawsze daje wiarygodny wynik. O ile w przypadku znajomości parametrów popula-

cji można każdy błędny wynik zidentyfikować i zweryfikować, w przypadku rzeczywistych danych hydrologicznych jest to bardzo utrudnione lub niemożliwe.

Znacznie wyraźniejsze różnice w wynikach uzyskiwanych dwiema konkurującymi metodami, DE i ML, można zaobserwować dla kwantyli powodziowych. Jako przykład do rozważań wybrano kwantyl o prawdopodobieństwie nieprzewyższenia $F = 0,9$ odpowiadający fali powodziowej o 10-letnim okresie powtarzalności. Kryterium błędów estymacji stanowiły względny błąd systematyczny (ang. *relative bias, RB*):

$$RB = (Q_{F\ est.}^t - Q_{F\ teor.}^t) / Q_{F\ teor.}^t \cdot 100\%, \quad (4)$$

gdzie:

$Q_{F\ est.}^t$ – wartość estymowanego kwantyla w chwili czasowej t ,

$Q_{F\ teor.}^t$ – wartość kwantyla teoretycznego w chwili czasowej t ,

oraz względny pierwiastek błędu średniokwadratowego (ang. *relative root mean square error, RRMSE*):

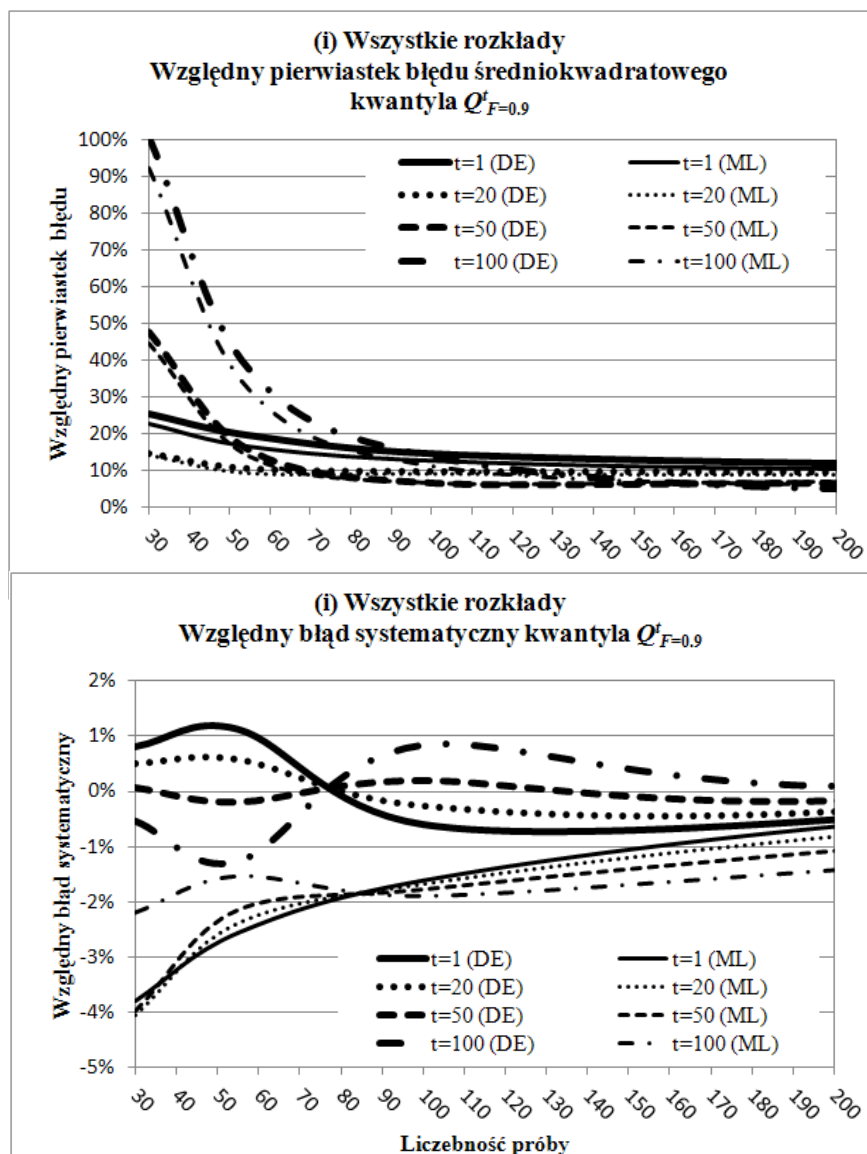
$$RRMSE = \{E[(Q_{F\ est.}^t - Q_{F\ teor.}^t)^2]\}^{0,5} / Q_{F\ teor.}^t \cdot 100\%, \quad (5)$$

Wyniki dla wariantu (i) oraz (iii) dla wybranych chwil czasowych przedstawiono na rys. 2. Wariant (ii) pominięto ze względu na znaczne podobieństwo do (i).

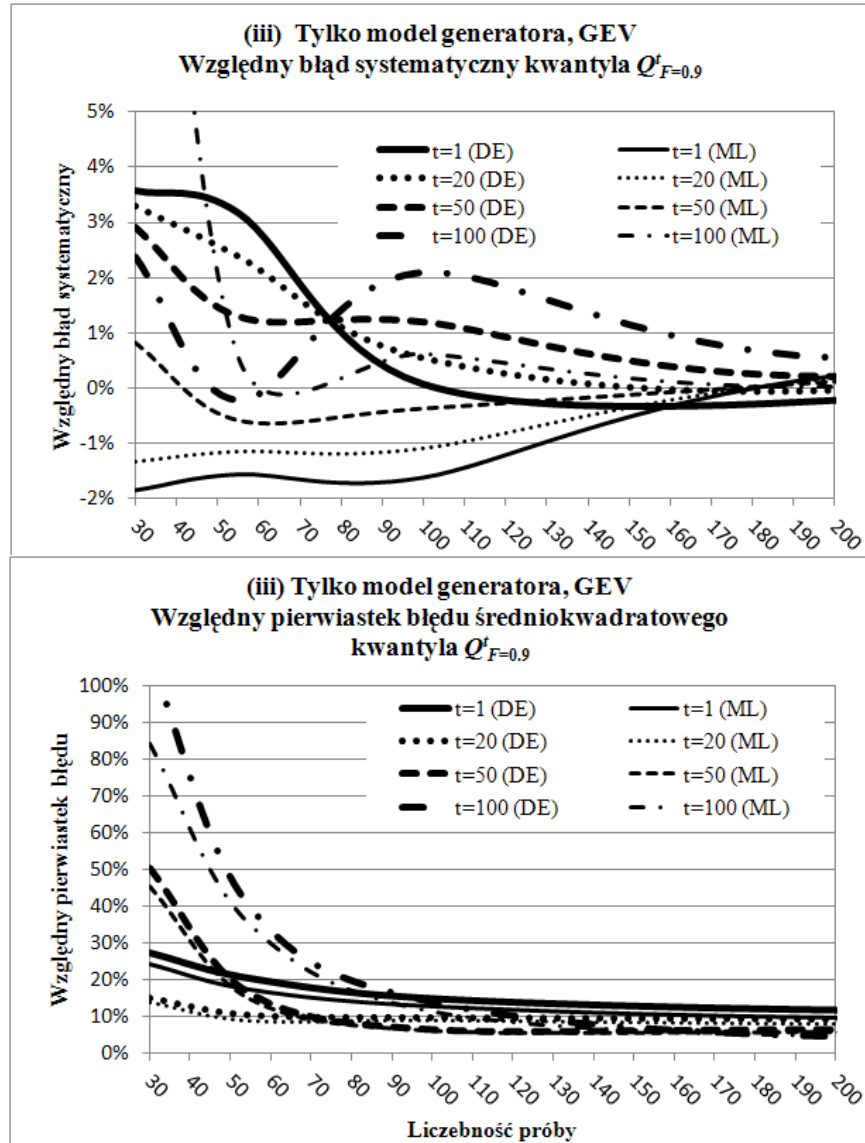
Łatwo zaobserwować, że dla wariantu (i) błąd systematyczny dla kwantyli uzyskanych za pomocą metody DE jest mniejszy niż dla metody ML niezależnie od chwili czasowej. Dzieje się tak przede wszystkim dlatego, że metoda ML jest bardziej wrażliwa na błąd modelu, a modele wskazywane jako najlepsze dla wygenerowanej próby z reguły były inne niż model generatora. Wyraźna przewaga metody DE nad ML zanika dopiero, gdy estymacja kwantyli odbywa się za pomocą tego samego modelu jak model generatora – wariant (iii). Należy jednak podkreślić, że taka sytuacja nie zdarza się w praktyce, bo nawet gdyby znany był rzeczywisty model niestacjonarnych przepływów maksymalnych rocznych (a znany nie jest), byłby on zbyt skomplikowany, by jego parametry mogły być estymowane na podstawie dostępnych krótkich szeregów pomiarowych.

Wyniki średniokwadratowego błędu estymacji kwantyla dla obu metod są do siebie zbliżone, przy czym metoda ML wydaje się nieznacznie lepsza. Jednakże minimalnie lepsze wyniki *RRMSE* dla ML nie kompensują znacznie wyższych wartości błędu systematycznego.

Podsumowując eksperyment numeryczny, można stwierdzić, że choć wyniki estymacji trendów za pomocą obu metod są zbliżone, to jednak do obliczania kwantyli powodziowych w warunkach niestacjonarnych lepiej używać metody DE. Oprócz lepszego oszacowania kwantyli jest ona również stabilniejsza pod względem numerycznym i łatwiejsza do zaprogramowania w formie praktycznego pakietu obliczeniowego.



Rys.2a Błędy estymacji kwantyla $Q'_{F=0,9}$ uzyskane w wyniku symulacji Monte Carlo uzyskane dwiema metodami: DE (grubsze linie) i ML dla różnych liczebności prób i wybranych chwil czasowych.



Rys.2b Błędy estymacji kwantyla $Q_{F=0.9}^t$ uzyskane w wyniku symulacji Monte Carlo uzyskane dwiema metodami: DE (grubsze linie) i ML dla różnych liczebności prób i wybranych chwil czasowych.

4. ESTYMACJA TRENDÓW I KWANTYLI POWODZIOWYCH NA RZEKACH POLSKICH

Oprogramowanie bazujące na obu metodach (dla metody DE w wariantach maksimum rocznych i sezonowych) wykorzystano do estymacji trendów i kwantyli powodziowych dla pięćdziesięciopięcioelementowych (lata 1951 – 2005) ciągów pomiarowych przepływów maksymalnych rocznych (sezonowych) dla 36 posterunków ulokowanych na polskich rzekach. Lokalizację, powierzchnię zlewni zamkniętą wodowskazem oraz podstawowe parametry ciągów pomiarowych: średni przepływ, współczynnik rozproszenia (τ) oraz skośności (τ_3) wyrażone jako stosunki odpowiednich momentów liniowych z prób przedstawiono w tabelicy 1.

Posterunki wodowskazowe i charakterystyki przepływu

Zlewnia/rzeka	Posterunek		Powierzchnia (10 ³ km ²)	Momenty liniowe dla serii maksimów rocznych		
	Nr	Nazwa		λ – średni przepływ (m ³ s ⁻¹)	τ	τ_3
Wisła	1	Jawiszowice	0,971	152,90	0,37	0,29
	2	Tyniec	7,52	683,70	0,33	0,39
	3	Jagodniki	12,1	1067,36	0,31	0,34
	4	Szczucin	23,9	1895,82	0,34	0,30
	5	Sandomierz	31,9	2229,05	0,31	0,23
	6	Zawichost	50,7	3416,91	0,29	0,20
	7	Puławy	57,3	2617,27	0,26	0,22
	8	Warszawa	84,5	2771,09	0,24	0,21
	9	Kępa	169	3570,18	0,20	0,15
	10	Toruń	181	3658,55	0,20	0,10
	11	Tczew	194	3366,73	0,20	0,18
Wisła/Soła	12	Żywiec	0,785	343,57	0,37	0,32
Wisła/Skawa	13	Sucha	0,468	158,75	0,40	0,34
	14	Wadowice	0,835	282,70	0,40	0,35
Wisła/Skawa/Wieprzówka	15	Rudze	0,154	64,15	0,40	0,17
Wisła/Raba	16	Stróża	0,644	212,99	0,37	0,28
	17	Proszówki	1,47	422,08	0,35	0,30
	18	Nowy Sącz	4,34	967,56	0,39	0,31
	19	Żabno	6,74	1093,22	0,38	0,30
Wisła/Dunajec/Czarny Dunajec	20	Nowy Targ	0,432	153,62	0,36	0,31
Wisła/Dunajec/Biały Dunajec	21	Zakopane	0,058	43,43	0,41	0,36
Wisła/Dunajec/Poprad	22	Muszyna	1,51	235,24	0,35	0,31
	23	Stary Sącz	2,07	318,53	0,32	0,25
Wisła/Dunajec/Biała	24	Koszyce W.	0,957	282,89	0,43	0,27
Wisła/San	25	Jarosław	7,04	643,75	0,30	0,26
	26	Radomyśl	16,8	847,05	0,22	0,25
Wisła/San/Wisłok	27	Trynca	3,52	224,84	0,27	0,29
Wisła/Wisłoka	28	Żółków	0,581	171,47	0,37	0,30
	29	Mielec	3,69	504,95	0,29	0,25
Wisła/Wisłoka/Ropa	30	Klęczany	0,482	122,81	0,39	0,28
Wisła/Bug	31	Wyszków	39,1	587,80	0,33	0,30
Odra	32	Miedonia	6,74	580,24	0,31	0,38
Odra/Warta	33	Konin	13,4	230,42	0,26	0,23
	34	Poznań	25,9	307,20	0,27	0,22
	35	Skwierzyna	32,1	342,13	0,27	0,22
	36	Gorzów	52,4	470,49	0,22	0,20

Na wstępie stwierdzono, że ciągi historyczne wartości maksymalnych rocznych i sezonowych nie wykazują statystycznie wykrywalnych „skoków” spowodowanych nagłą zmianą reżimu hydrologicznego cieków – np. z powodu oddania do eksploatacji zbiorników w górze rzeki. Następnie używając trzech metod: 1. metody dwustopniowej dla serii maksimów rocznych, 2. metody dwustopniowej dla maksimów sezonowych oraz 3. metody największej wiarygodności dla wybranych rozkładów prawdopodobieństwa (Gumbela i GEV) obliczono wartości trendów w średniej i odchyleniu standardowym prób oraz kwantyle powodziowe roczne dla wybranych chwil czasowych (od pierwszego roku próby, poprzez rok 25 – ok. środka próby, koniec próby oraz predykcja na 10 lat po zakończeniu próby historycznej).

Tablica 2
Stosunki wartości trendów średniej i odchylenia standardowego estymowanych metodą WLS do wartości uzyskanych metodą ML.

		x_{DE}/x_{ML} dla GEV				x_{DE}/x_{ML} dla Gu			
		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>
1	Jawiszowice	1,17	0,97	0,27	0,29	1,01	1,03	1,75	1,14
2	Tyniec	0,95	0,97	0,69	0,70	1,06	1,04	1,35	1,33
3	Jagodniki	0,84	0,98	-0,42	0,70	1,02	1,03	-0,93	1,05
4	Szczucin	1,05	0,97	0,14	0,58	1,20	1,03	0,23	1,06
5	Sandomierz	0,98	0,98	0,74	0,74	1,02	1,01	1,05	1,04
6	Zawichost	1,15	0,98	1,07	0,74	1,14	1,01	1,27	0,98
7	Puławy	0,92	0,99	0,64	0,84	0,97	1,01	1,00	1,05
8	Warszawa	0,93	0,99	-0,01	0,94	0,82	1,00	-0,02	1,11
9	Kępa	0,99	1,00	1,34	0,99	0,99	1,00	1,12	0,97
10	Toruń	1,01	1,00	4,31	0,99	1,01	1,00	3,92	1,00
11	Tczew	1,03	1,00	1,53	1,02	1,01	1,01	1,43	1,07
12	Żywiec	-2,62	0,94	0,79	0,60	0,60	1,04	1,78	1,26
13	Sucha	0,87	1,01	0,79	0,69	0,96	1,07	2,30	1,20
14	Wadowice	0,73	0,99	-0,07	0,67	0,89	1,05	-0,05	1,17
15	Rudze	0,68	1,11	-0,23	1,03	0,90	1,05	-0,97	1,16
16	Stróża	1,01	0,98	0,69	0,69	1,34	1,04	1,06	1,11
17	Proszówki	0,17	0,79	0,26	0,59	0,16	0,80	0,29	0,72
18	Nowy Sącz	2,32	0,92	0,27	0,17	0,73	1,04	1,83	1,24
19	Żabno	1,36	0,95	1,03	0,53	1,07	1,03	1,49	1,19
20	Nowy Targ	1,06	0,93	0,50	0,39	1,07	1,03	1,20	1,11
21	Zakopane	0,53	1,05	-1,26	0,92	0,80	1,07	4,23	1,42
22	Muszyna	0,73	0,96	2,24	1,02	0,60	0,97	2,09	1,38
23	Stary Sącz	0,80	0,97	1,13	0,92	0,86	1,00	1,50	1,19
24	Koszyce W.	3,63	0,80	-0,79	0,11	1,10	1,02	1,43	1,03
25	Jarosław	1,08	1,00	3,11	1,05	0,99	1,01	2,07	1,23
26	Radomyśl	0,42	0,98	1,69	0,84	0,51	1,00	1,63	0,96
27	Trynca	2,37	0,85	0,81	0,96	2,30	0,88	0,93	1,30
28	Żółków	0,95	0,96	0,32	0,74	1,04	1,02	0,64	1,41
29	Mielec	1,52	0,99	-0,15	0,83	0,85	1,01	-0,32	1,13
30	Klęczany	-1,40	0,82	-6,42	0,10	1,46	1,01	1,95	0,93
31	Wyszków	1,05	1,02	1,31	1,12	1,04	1,03	1,51	1,33
32	Miedonia	-5,30	0,83	0,18	0,98	3,90	0,92	0,05	2,38
33	Konin	1,05	1,00	1,19	1,01	1,26	1,01	1,40	1,16
34	Poznań	0,15	0,74	0,16	0,66	0,15	0,74	0,16	0,66
35	Skwierzyna	1,36	1,07	2,09	1,21	1,24	1,05	1,78	1,22
36	Gorzów	2,26	1,07	-20,20	1,18	1,58	1,05	3,90	1,22
	Średnia	0,77	0,96	-0,01	0,76	1,07	1,00	1,28	1,16
	Odchylenie. std.	1,43	0,08	3,81	0,29	0,61	0,07	1,17	0,27

Ogromna ilość materiału pomiarowego oraz wyników uzyskanych z estymacji uniemożliwia zaprezentowanie wszystkich rezultatów obliczeń w limitowanych ramach niniejszego artykułu. Bez szkody dla ogólnych wniosków prezentacje wyników ograniczono do przypadku maksimów rocznych wybranych kwantyli (o dziesięcioletnim okresie powtarzalności), dwóch modeli niestacjonarnych – GEV i Gu2, a same wyniki (w celu porównania metod) przedstawiono jako stosunek wartości uzyskanej za pomocą podejścia DE i ML (tablice 2 i 3). Wyniki bezwzględne omówiono jedynie dla jednego posterunku – Warszawa-Nadwilanówka na Wiśle.

Tablica 3

Stosunek estymatorów kwantyla $Q_{F=0,9}$ uzyskanych metodą DE do ML dla wybranych chwil czasowych: $t = 1$ (początek serii – rok 1951), $t = 25$ (~środek serii – rok 1975), $t = 55$ (koniec serii – rok 2005) oraz $t = 65$ (predykcja na 10 lat po zakończeniu serii – rok 2015).

		$Q_{est}^{DE}/Q_{est}^{ML}$ dla GEV				$Q_{est}^{DE}/Q_{est}^{ML}$ dla Gu			
		$t = 1$	$t = 25$	$t = 55$	$t = 65$	$t = 1$	$t = 25$	$t = 55$	$t = 65$
1	Jawiszowice	0,79	0,74	0,67	0,65	1,06	1,10	1,15	1,18
2	Tyniec	0,87	0,80	0,56	0,33	0,93	0,84	0,56	0,32
3	Jagodniki	0,91	0,99	1,11	1,15	1,02	1,08	1,16	1,20
4	Szczucin	0,94	0,96	1,01	1,02	1,04	1,07	1,12	1,14
5	Sandomierz	0,98	0,98	0,98	0,98	1,04	1,04	1,04	1,04
6	Zawichost	0,96	0,98	1,01	1,01	1,02	1,04	1,06	1,07
7	Puławy	0,98	1,00	1,01	1,02	1,04	1,04	1,05	1,05
8	Warszawa	1,02	1,00	0,97	0,96	1,05	1,04	1,02	1,01
9	Kępa	Brak wyników dla metody ML				1,01	1,01	1,00	0,99
10	Toruń	Brak wyników dla metody ML				1,02	1,00	0,97	0,96
11	Tczew	1,03	1,01	0,98	0,96	1,04	1,02	1,00	0,99
12	Żywiec	0,88	0,87	0,86	0,85	1,13	1,10	1,05	1,03
13	Sucha	0,99	0,98	0,98	0,97	1,09	1,11	1,12	1,13
14	Wadowice	0,98	0,98	0,98	0,98	1,09	1,11	1,13	1,14
15	Rudze	1,28	1,05	0,89	0,85	1,13	1,05	0,97	0,95
16	Stróża	0,92	0,92	0,94	0,94	1,08	1,07	1,07	1,07
17	Proszówki	0,84	0,97	1,25	1,41	0,88	1,03	1,38	1,59
18	Nowy Sącz	0,84	0,82	0,79	0,78	1,14	1,10	1,04	1,02
19	Żabno	1,03	0,97	0,89	0,86	1,11	1,09	1,04	1,03
20	Nowy Targ	0,92	0,87	0,77	0,71	1,09	1,07	1,01	0,97
21	Zakopane	1,12	1,00	0,87	0,83	1,18	1,12	1,05	1,03
22	Muszyna	1,13	1,03	0,87	0,81	1,15	1,09	0,99	0,94
23	Stary Sącz	0,99	0,97	0,94	0,92	1,09	1,06	1,01	0,99
24	Koszyce W.	0,73	0,86	1,01	1,07	1,04	1,07	1,10	1,11
25	Jarosław	1,08	1,00	0,88	0,83	1,10	1,06	0,98	0,95
26	Radomyśl	0,95	1,00	1,07	1,08	0,98	1,03	1,08	1,10
27	Trynca	0,94	1,00	1,05	1,07	1,00	1,06	1,11	1,12
28	Żółków	1,05	0,98	0,93	0,91	1,16	1,09	1,03	1,02
29	Mielec	1,01	0,99	0,96	0,95	1,07	1,06	1,04	1,04
30	Klęczany	0,77	0,93	1,14	1,21	0,99	1,07	1,15	1,18
31	Wyszków	1,08	1,03	0,87	0,70	1,11	1,07	0,93	0,77
32	Miedonia	0,93	0,99	1,08	1,10	1,16	1,12	1,08	1,07
33	Konin	1,06	1,07	1,08	1,08	1,09	1,10	1,12	1,13
34	Poznań	0,77	0,97	1,54	1,97	0,77	0,97	1,54	1,97
35	Skwierzyna	Brak wyników dla metody ML				1,12	1,05	0,88	0,80
36	Gorzów	1,13	1,00	0,83	0,78	1,11	1,04	0,93	0,89
	Średnia	0,97	0,96	0,96	0,96	1,06	1,06	1,05	1,05
	Odchylenie. std.	0,12	0,07	0,17	0,26	0,08	0,05	0,15	0,24

Ponieważ wyniki estymacji trendów w momentach w podejściu DE nie zależą od wybranego modelu z powyższej tablicy łatwo zauważyć iż metoda ML daje znaczące różnice w wartościach samych trendów i momentów w zależności od przyjętego rozkładu. Jest to niewątpliwa słabość tego podejścia, gdyż model jest dobierany do prób za pomocą mniej lub bardziej subiektywnych metod, przy czym właściwa jego postać nie jest znana. Co ciekawe, różnice między wynikami nie ograniczają się jedynie do wartości bezwzględnej estymatorów, ale również do ich znaków! Oznacza to, że np. gdy dla posterunku Żywiec zastosujemy metodę ML i model GEV uzyskamy ujemny trend średniej ($a = -0,04$), a gdy dobierzemy model Gu trend średniej jest dodatni ($a = 0,17$). Taka zmienność jakościowa wyników utrudnia praktyczne modelowanie niestacjonarne częstości występowania powodzi oraz projektowanie urządzeń przeciwpowodziowych i wpływa na zwiększenie marginesu błędu wynikającego z niepewności wyników. Ponadto, trudno zagwarantować, że obliczony trend utrzyma się w kolejnych latach, szczególnie jeśli jego wartość jest ujemna. Porównując wyniki metody DE i ML można stwierdzić, iż rozkład Gu daje trendy bardziej zbliżone do metody WLS niż rozkład GEV, czego należało się spodziewać, gdyż skośność rozkładu Gu jest stała ($CS = 1,14$) i tylko nieznacznie większa od zerowej skośności rozkładu normalnego.

Z tablicy 3 wynika, że jakkolwiek wyniki estymatorów trendów w momentach mogą się od siebie różnić, to generalnie wartości kwantyli uzyskanych obiema metodami są do siebie bardzo zbliżone (różnice rzadko przekraczają kilka procent), przy czym metoda ML/GEV daje zazwyczaj większe kwantyle niż DE/GEV natomiast ML/Gu z reguły mniejsze. Co oczywiste, różnice rosną wraz z rzędem kwantyla (wartości dla $F \neq 0,9$ nie pokazano) i oddaleniem od środka serii czasowej ($t \approx 25$) wykazując największe wartości dla kwantyli ekstrapolowanych poza czas objęty próbą pomiarową. Podobnie stwierdzono, iż niestacjonarne kwantyle równe są kwantylom stacjonarnym tylko w pobliżu środka próby, przy czym różnica w oszacowaniu rośnie gdy oddalamy się od środka, a największa jest gdy dokonujemy predykcji (ekstrapolujemy wynik) dla kilku lat po zakończeniu próby historycznej. Wynik ten jest dowodem, że stosowanie tradycyjnej stacjonarnej metody estymacji kwantyli powodziowych w warunkach zmienności reżimu hydrologicznego rzek jest za daleko idącym uproszczeniem i prowadzi do błędnych rezultatów i decyzji. Zatem, gdy wiadomo, iż proces jest niestacjonarny, niestacjonarne winny być również metody jego analizy. Z drugiej jednak strony, możliwości modelowania skomplikowanych niestacjonarnych zjawisk hydrologicznych są ciągle niewielkie. Należy bowiem przyznać, iż trudno jest wskazać kombinację metoda/model która daje wyniki bliższe rzeczywistości. Na podstawie doświadczeń wynikających z eksperymentu numerycznego można natomiast skłaniać się ku wynikom uzyskanym metodą DE, zaś wybór samego modelu zależy od charakterystyki próby oraz preferencji analityka.

Wyniki dla wodowskazu Warszawa-Wilanówka na Wiśle uzyskane różnymi metodami pokazano w tablicy 4. Według kryterium maksimum wiarygodności (Kochanek, i in. 2012) rozkładem najlepiej dopasowanym do ciągów rocznych przepływów maksymalnych oraz letnich przepływów maksymalnych na Wiśle w Warszawie jest trzyparametrowy rozkład Pearsona typ III, a dla maksimumów zimowych rozkład Weibulla. Dla tych modeli przeprowadzono obliczenia.

Tablica 4

Wartości estymatorów momentów, trendów oraz kwantyli przepływów maksymalnych rocznych i sezonowych wody dziesięcioletniej i stuletniej dla przekroju Warszawa-Nadwilanówka uzyskane za pomocą różnych technik niestacjonarnej analizy częstotliwości powodzi.

Metoda	Najlepszy rozkład	Wartości momentów i trendów				$Q'_{F=0,9}$				$Q'_{F=0,99}$			
		<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	<i>d</i>	<i>t</i> = 1	<i>t</i> = 25	<i>t</i> = 55	<i>t</i> = 65	<i>t</i> = 1	<i>t</i> = 25	<i>t</i> = 55	<i>t</i> = 65
ML	Rok Pe3	-3,89	2879,66	3,57	1190,24	3692	3657	3614	3599	5211	5286	5378	5409
	Lato Pe3	-1,70	2235,67	-0,43	1477,75	3183	3136	3077	3057	5162	5100	5024	4998
	Zima We3	-2,55	2180,96	1,11	924,52	2898	2858	2807	2790	3942	3932	3918	3914
DE	Rok Pe3	-2,79	2849,15	-0,06	1185,38	4517	4448	4362	4334	6833	6762	6672	6643
	Lato Pe3	0,56	2165,83	-10,80	1633,51	4470	4115	3672	3524	7698	6828	5740	5378
	Zima We3	-7,54	2320,41	6,93	744,34	3365	3417	3482	3504	4607	4934	5342	5478
	Rok metodą dwusezonową (lato: Pe3, zima: We3)					4494	4323	4114	4040	7570	6749	6007	5872

Uderzająco duże różnice w wartościach oszacowanych momentów (i trendów) ML i DE przekładają się na różnice w wartościach kwantyli powodziowych. Jak już wspomniano, różnice w trendach dotyczą nie tylko wartości bezwzględnej, ale i znaku trendu wartości średniej (lato) i odchylenia standardowego (rok). Jest to dowód jak dobierając odpowiednio metodę estymacji można uzyskać „pożądane” wyniki. Wartości kwantyli uzyskanych metodą ML są zdecydowanie mniejsze niż uzyskane metodą DE, przy czym różnice zwiększają się wraz z okresem powtarzalności kwantyla. Co ciekawe w obu przypadkach prawie zawsze wartości kwantyli maleją z czasem, nawet wówczas, gdy trend średniej jest dodatni (DE/lato), ponieważ jest on mały ($a = 0,56$) w porównaniu z dużym trendem odchylenia standardowego ($c = -10,8$). Wyjątek stanowi DE/zima dla $Q'_{F=0,9}$ i $Q'_{F=0,99}$, gdzie duża wartość trendu ujemnego średniej oraz równa mu co do wartości bezwzględnej wielkość trendu dodatniego odchylenia ($a/c \approx -1$) prowadzi w kolejnych latach do nieznacznego wzrostu kwantyla powodziowego. Podobnie w przypadku DE/rok, stosunek $a/c \approx -1$ skutkuje niewielką zmiennością wartości kwantyli w czasie przy czym dla $Q'_{F=0,9}$ kwantyle nieznacznie maleją, a dla $Q'_{F=0,99}$ nieznacznie rosną. Interesujące jest również to, iż wynik kwantyli rocznych uzyskany metodą DE dla alternatywy zdarzeń (ostatni rząd tablicy 4) jest bardzo zbliżony do wyniku kwantyli dla sezonu letniego. Świadczy to o dominującej roli wartości maksymalnych letnich wobec zimowych; zagadnienie to opisano dokładnie w Strupczewski, i in (2012). Podobnie jak w przypadku rozkładów modeli GEV i Gu nie sposób wskazać tutaj jednoznacznie właściwego wyniku i tym samym wytypować lepszą metodę estymacji. Jednakże, akceptując niepewność, jaką obarczone są wartości oszacowanych kwantyli, można wnioskować o kierunku zmiany reżimu rzeki w najbliższych latach i prowadzić gospodarkę wodną zakładającą obniżenie możliwych przepływów maksymalnych rocznych i sezonowych.

5. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Celem pracy było zaprezentowanie dwuetapowej metody estymacji kwantyli powodziowych w warunkach niestacjonarności szeregów pomiarowych (DE) oraz porównanie dokładności oszacowania trendów w średniej i odchyleniu standardowym oraz zależnych od czasu kwantyli uzyskanych metodą DE i klasyczną opartą na maksymalizacji funkcji wiarygodności. W celu porównania obu metod zaprojektowano eksperyment numeryczny Monte Carlo. Wyniki eksperymentu numerycznego wykazały, iż metoda DE charakteryzuje się większą stabilnością numeryczną, przez co daje wiarygodny wynik niemal dla każdej wylosowanej próby,

podczas gdy ML czasami zawodzi lub daje niewiarygodny wynik trudny do zweryfikowania gdy nie są znane parametry populacji. Metoda DE, a konkretniej WLS, daje również dokładniejsze oszacowania zależnych od czasu średniej i odchylenia standardowego, mimo, iż dokładność oszacowania samych trendów w tych momentach jest zbliżona w obu sposobach. Co ważniejsze, wartości oszacowanych momentów w metodzie DE nie zależą od wyboru modelu, jaki zostanie wykorzystany do estymacji zależnych od czasu kwantyli.

W przypadku, gdy nieznan jest rozkład prawdopodobieństwa populacji, z której pochodzi ciąg pomiarowy (czyli praktycznie zawsze) metoda DE daje dokładniejsze niż metoda ML oszacowanie zależnych od czasu kwantyli powodziowych, niezależnie od długości próby losowej, chwili czasowej, dla której obliczany jest kwantyl oraz jego rzędu.

Oba podejścia (DE i ML) wykorzystano do estymacji trendów i kwantyli powodziowych dla 36 ciągów pomiarowych przepływów maksymalnych rocznych i sezonowych. Analiza wyników wskazuje na duże różnice w oszacowaniu trendów pierwszych dwóch momentów. Co ciekawe, różnice między wynikami dla kwantyli były mniejsze, przy czym rosły wraz z rzędem kwantyla i gdy chwila czasowa oddalała się od środka serii czasowej. Podobnie stwierdzono, iż niestacjonarne kwantyle równe są kwantylom stacjonarnym tylko w pobliżu środka próby, przy czym różnica w oszacowaniu rośnie gdy oddalamy się od środka, a największa jest gdy dokonujemy predykcji (ekstrapolujemy wynik) dla kilku lat po zakończeniu próby historycznej. Wynik ten jest dowodem, że stosowanie tradycyjnej stacjonarnej metody estymacji kwantyli powodziowych w warunkach zmienności reżimu hydrologicznego rzek jest za daleko idącym uproszczeniem i prowadzi do błędnych rezultatów i decyzji. Zatem, gdy wiadomo, iż proces jest niestacjonarny, niestacjonarne winny być również metody jego analizy. Z drugiej jednak strony, możliwości modelowania skomplikowanych niestacjonarnych zjawisk hydrologicznych są ciągle niewielkie.

Według kryterium maksimum wiarygodności rozkładem najlepiej dopasowanym do ciągów rocznych oraz letnich przepływów maksymalnych na Wiśle w Warszawie jest trzyparametrowy rozkład Pearsona typ III, a dla maksimum zimowych rozkład Weibulla. Dla tych modeli przeprowadzono obliczenia metodą DE i ML. Uderzająco duże różnice w wartościach oszacowanych kwantyli metodą ML i DE przekładają się na różnice w wartościach kwantyli powodziowych.

Podsumowując wyniki należy stwierdzić, iż trudno jest wskazać kombinację metoda/model która daje wyniki bliższe rzeczywistości. Na podstawie doświadczeń wynikających z eksperymentu numerycznego można natomiast skłaniać się ku wynikom uzyskanym metodą DE, zaś wybór samego modelu zależy od charakterystyki próby oraz preferencji analityka.

Jakkolwiek sam aparat statystyczny wykorzystany w obu konkurujących ze sobą podejściach jest stosunkowo złożony, to warto podkreślić, iż proponowane podejścia (liniowe trendy w dwóch momentach, stały parametr kształtu) wraz z kombinacją niezmiennych w czasie rozkładów prawdopodobieństwa umożliwiają obserwację i symulację skomplikowanego zjawiska zmiennych w czasie przepływów maksymalnych jedynie w sposób bardzo uproszczony. Konkludując, pomimo znacznego postępu w niestacjonarnej analizie częstości występowania powodzi, dziedzina ta jest ciągle w początkowym stadium rozwoju i wymaga zdwojonego wysiłku naukowców i praktyków w celu sprostania wymaganiom szacowania ryzyka powodziowego w warunkach niestacjonarnego reżimu wód.

TWO-STAGE METHOD OF FLOOD QUANTILE ESTIMATION UNDER NONSTATIONARITY CONDITIONS

Summary

The alleged changes in river flow regime resulted in the surge in the methods of non-stationary flood frequency analysis (NFFA). Our previous research on accuracy of stationary estimation methods lead us to the conclusion that the maximum likelihood produces big systematic errors in moments and quantiles resulting mainly from bad assumption of the model (model error) unless the normal distribution is chosen. Since the estimators by linear moments method yield much lower model errors than by the maximum likelihood, to improve the accuracy of the parameters and quantiles in non-stationary case, a new two-step methodology of NFFA based on the concept of linear moments was developed. Despite taking advantage of the positive characteristics of linear moments the new technique allows also to keep the calculations 'distribution independent' as long as possible. These two steps consists in (1) least square estimation of trends in mean value and/or in standard deviation and 'de-trendisation' of the time series and (2) estimation of parameters and quantiles by means of stationary sample with linear moments method and 're-trendisation' of quantiles. As a result time-dependent quantiles for a given time and return period can be calculated.

Indeed, the comparative results of Monte Carlo simulations confirmed the superiority of two-step NFFA methodology over the classical maximum likelihood one. The bias and mean square error of the estimators of time-dependent quantiles are much smaller in two-step than in classical approach regardless the assumed trends or sample size. This is the result of much smaller model error and higher reliability and stability of the two-step methodology. Analogically to the stationary case, in the NFFA maximum likelihood approach the value and the sign (plus or minus) of the trends in first two moments depend strongly on the assumed model, whereas in two-step approach they are model independent. Besides, the estimators got by maximum likelihood are unstable and the calculations often fail for unknown reasons.

Further analysis of trends in GEV-parent-distributed generic time series by means of both NFFA methods revealed big differences between classical and two-step estimators of trends got for the same data by the same model (GEV or Gumbel). It happens, that two-step method detects positive trend whereas maximum likelihood the negative one. Surprisingly, the differences in values of time-dependent upper quantiles calculated within the time span covered by the time series do not exceed a few dozens of percent for GEV model (for Gumbel it is even less). Of course, the difference grows rapidly when the quantiles are calculated for the time beyond the series (e.g. when forecasting flow for the future).

Additionally, it was noticed that quantiles estimated by the methods of traditional stationary flood frequency analysis equal only to those non-stationary calculated for a strict middle of the time series. It proves that use of traditional stationary methods in conditions of variable regime is too much a simplification and leads to erroneous results. Therefore, when the phenomenon is non-stationary, so should be the methods used for its interpretation. On the other hand the abilities to model complex non-stationary hydrological events are still very modest.

BIBLIOGRAFIA

- Akaike H., 1974, A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control* 26(2): 358–375.
- Greenwood, J. A., Landwehr, J. M., Matalas, N. C. & Wallis J. R., 1979, Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resour. Res.* 15(5), 1049–54.
- Hosking, J.R.M., 1990, *L*-Moments: Analysis and Estimation of Distributions Using Linear Combinations of Order Statistics. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Vol. 52, No. 1 (1990), pp. 105
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. & Wood, E. F., 1985, Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability weighted moments. *Technometrics* 27, 251–261.
- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R., 1997, *Regional Frequency Analysis*, An approach based on *L*-moments. Cambridge Univ Press, pp224
- Hurvich Clifford M.; Chih-Ling Tsai, 1989, Regression and Time Series Model Selection in Small Samples. *Biometrika*, Vol. 76, No. 2. (Jun., 1989), pp. 297-307
- Katz R.W, Parlange M.B, Naveau P., 2002, Statistics of extremes in ydrology. *Advances in Water Resources*. Volume 25, Issues 8–12, August–December 2002, Pages 1287–1304. [http://dx.doi.org/10.1016/S0309-1708\(02\)00056-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0309-1708(02)00056-8)
- Kochanek K., Strupczewski W.G., Węglarczyk S, Singh VP, 2005, Are the parsimonious FF models more reliable than the true ones? II Comparative assessment of performance of simple models versus the parent distribution. *Acta Geophys Pol* 53(4):437–457
- Kochanek K., Strupczewski W.G., Bogdanowicz E., 2012, On seasonal approach to flood frequency modelling. Part II: flood frequency analysis of Polish rivers. *Hydrological Processes*, Volume 26, Issue 5, pages 717–730
- Milly P.C.D., Betancourt J., Falkenmark M., Hirsch R.M., Kundzewicz Z.W., Lettenmaier D.P., Stouffer R.J., 2008, Stationarity Is Dead: Whither Water Management? *Science* 1 February 2008: Vol. 319 no. 5863 pp. 573-574 DOI: 10.1126/science.1151915
- Rao A.R. & Hamed K.H., 2000, *Flood Frequency Analysis*. CRS Press LLC, Boca Raton, Florida, USA.
- Strupczewski W.G., Kochanek K., Singh V.P. and Węglarczyk S., 2005, Are Parsimonious Flood Frequency Models More Reliable than the True Ones? I. Accuracy of Quantiles and Moments Estimation (AQME), – Method of Assessment. *Acta Geophysica Polonica*, Vol. 53, no 4, pp. 419-436
- Strupczewski, W.G., K. Kochanek, Bogdanowicz E., Markiewicz I., 2012, On seasonal approach to flood frequency modelling. Part I: Two-component distribution revisited. *Hydrological Processes*, Volume 26, Issue 5, pages 705–716
- Strupczewski, W.G., Singh, V. P., Węglarczyk, S., 2002a, Asymptotic bias of estimation methods caused by the assumption of false probability distribution. *J. Hydrol.* 258(1-4), 122–148.
- Strupczewski, W.G., Węglarczyk, S., Singh, V.P., 2002b, Model error in flood frequency estimation. *Acta Geophys. Pol.* 50(2), 279–319.
- Strupczewski, W.G., Kaczmarek Z., 2001, Non-stationary approach to at-site flood-frequency modelling. Part II. Weighted least squares estimation. *J. of Hydrol.*, 248, 143-151.
- Strupczewski, W.G., Singh, V.P., Feluch, W., 2001, Non-stationary approach to at-site flood-frequency modelling. Part I. Maximum likelihood estimation. *J. of Hydrol.*, 248, 123-142.

Michał SZYDŁOWSKI, Piotr ZIMA

Wydział Inżynierii Lądowej i Środowiska
Politechnika Gdańska

**ZASTOSOWANIE MODELU OPAD-ODPŁYW
DO OSZACOWANIA SPŁYWU WÓD OPADOWYCH
Z GÓRNEJ CZĘŚCI ZLEWNI POTOKU STRZYŻA
W GDAŃSKU POPRZEDZAJĄCEGO AWARIĘ
ZBIORNIKA NOWIEC II**

1. WSTĘP

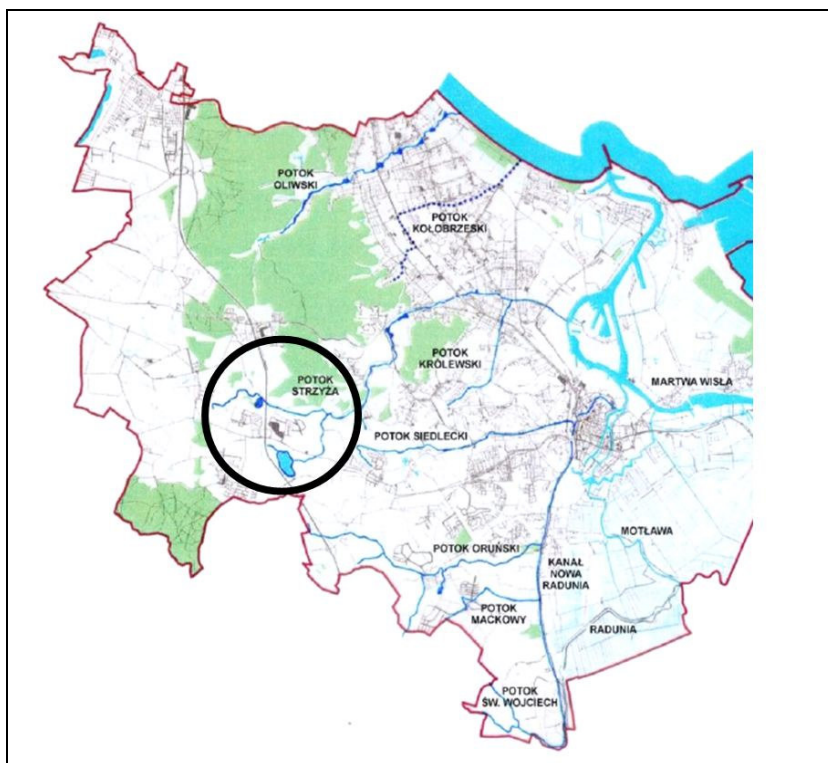
Bezpośrednią przyczyną podjęcia opisanych w artykule obliczeń odpływu wód opadowych z terenu zlewni górnej Strzyży była katastrofa budowlana, polegająca na przerwaniu korpusu zapory zbiornika retencyjnego Nowiec II w Gdańsku. Do zdarzenia tego doszło około południa 28 września 2010 roku w trakcie intensywnego opadu deszczu. Cały zanotowany epizod deszczowy trwał od 27 do 29 września 2010 roku, a sumaryczna wysokość opadu w tym rejonie osiągnęła wartość od 90,2 do 150,4 mm. W wyniku przerwania zapory doszło do gwałtownego odpływu wody korytem Strzyży w kierunku dzielnicy Wrzeszcz. Część wód została zatrzymana w kolejnych zbiornikach retencyjnych, a szkody powodziowe polegały głównie na zatopieniu piwnic części domów przy ulicy Słowackiego zlokalizowanych wzdłuż koryta Strzyży.

Potok Strzyża jest naturalnym ciekim powierzchniowym spływającym z wysoczyzny morenowej i uchodzącym do Martwej Wisły. Pełni on również funkcję odbiornika wód opadowych i roztopowych. W ostatnim półwieczu obserwuje się dużą ekspansję zabudowy miejskiej w kierunku wzgórz morenowych, co powoduje zwiększenie i przyspieszenie przepływu w cieku i jego dopływach. Wzrost roli potoku jako kolektora wód opadowych powoduje, że stał się on źródłem zagrożenia powodziowego. Przedmiotem niniejszego artykułu jest określenie odpływu ze zlewni górnego odcinka potoku w trakcie zaobserwowanego opadu deszczu o charakterze deszczu rozlewnego, a okresowo nawet nawalnego.

Cyfrowy model zlewni wykonano w systemie HEC-HMS, a do obliczeń hydrologicznych zastosowano model opad-odpływ oparty na metodzie SCS, zarówno w przypadku obliczeń opadu efektywnego, jak i transformacji spływu powierzchniowego. Obliczony hydrogram odpływu pozwolił na wskazanie jednej z prawdopodobnych przyczyn katastrofy zapory zbiornika Nowiec II.

2. OGÓLNA CHARAKTERYSTYKA ZLEWNI STRZYŻY

Lokalizację zlewni Potoku Strzyża przedstawiono na rys. 1. Potok ten, będący lewym dopływem Martwej Wisły, posiada kilka dopływów: lewostronny – Potok Matarnicki (km 11+190), i prawostronne potoki – Jasień (km 7+800), Królewski (km 1+600) oraz inne mniejsze, nie posiadające nazw własnych. Całkowita długość potoku Strzyża wynosi 13,3 km, powierzchnia zlewni 35,15 km², uśredniony spadek cieku 9,9 ‰, a średni przepływ przy ujściu 0,226 m³s⁻¹. W okresach nawałnych deszczy przepływy znacznie zwiększają się, co jest konsekwencją faktu, że potok ten w coraz większym stopniu pełni funkcję odbiornika wód opadowych z terenów o znacznym stopniu zabudowy. Redukcja przepływów odbywa się dzięki istniejącym zbiornikom retencyjnym. Wzdłuż potoku Strzyża znajduje się osiem zbiorników retencyjnych o łącznej wielkości 10,2 ha (od 0,3 do 2,7 ha) i pojemności retencyjnej ok. 80 tys. m³ oraz jezioro Jasień o pojemności retencyjnej 138 tys. m³. Są to zbiorniki o charakterze przepływowym.



Rys. 1. Gdańskie potoki. Orientacyjne położenie zlewni górnej Strzyży zaznaczono kółkiem (źródło: Gdańskie Melioracje, ul. Łąkowa 35/38, 80-743 Gdańsk).

Potok Strzyża odwadnia krawędziową strefę Wysoczyzny Gdańskiej, której rzeźba charakteryzuje się bardzo dużym zróżnicowaniem. Ukształtowanie powierzchni i jej bogata rzeźba jest wynikiem ostatniego zlodowacenia. Wzgórza będące pozostałością osadzeń polodowcowych sięgają 170 m npm. Grunty o charakterze polodowcowym składają się głównie z glin zwałowych, ilów i gładów narzutowych. W górnej części zlewni występują również piaski i żwiry. Szczytowe partie wzgórz zbudowane są z glin przeławicowanych żwirami i piaskami. Niskie partie zlewni w rejonie dolnego miasta pokryte są osadami aluwialnymi w postaci

piasków, części organicznych z wkładkami żwirów i ilów plastycznych oraz namulów bagiennych.

Od źródła, na długości ok. 8 km, Strzyża płynie w naturalnym korycie, ma charakter górskiego potoku, duże spadki i silny nurt. Płynie meandrując terenem pociętym głębokimi dolinami, których zbocza mają nachylenia do 35°, a ich wysokość dochodzi miejscami do 40 m. W Dolinie Brętowskiej nachylenia zboczy łagodnieją. Potok wpływa w teren coraz bardziej zurbanizowany i jest tam na znacznej długości skanalizowany.

2.1. Zlewnia górnej Strzyży

Analizowany w opracowaniu odpływ ze zlewni górnej Strzyży dotyczy przekroju zamykającego zlokalizowanego poniżej ujścia Potoku Jasień i jednocześnie powyżej zbiornika Nowiec II. Zapora tego zbiornika znajduje się w km 7+485. Potok Jasień uchodzi do Strzyży w km 7+800. Potok ten wypływa z Jeziora Jasień odprowadzając nadmiar wód trafiających do jeziora z otaczającej go zlewni. Całkowita długość tego cieką wynosi nieco ponad 3,5 km, a średni spadek 14,7 ‰. Ze względu na znaczny spadek ciek ma charakter potoku górskiego.

Potok Strzyża, na górnym odcinku od km 10+800 do ujścia Potoku Jasień (km 7+800), płynie przez tereny leśne, charakteryzujące się dużą deniwelacją. Na tym odcinku o długości ponad 3,3 km potok płynie w ostro zarysowanej dolinie o stromych zboczach. Powyżej km 10+800 znajduje się przepływowy zbiornik retencyjny Kiełpinek (km 11+000). Do zbiornika ciążą zlewnie źródłowego odcinka Strzyży oraz Potoku Matarnickiego. Długość Potoku Matarnickiego wynosi niemal 1,6 km. Ukształtowanie zlewni tego potoku charakteryzuje się urozmaiconą rzeźbą, a deniwelacje terenu dochodzą tu do 35 m. Spadek podłużny potoku wynosi średnio 15‰.

W celu wykonania modelu hydrologicznego opad – odpływ dla zlewni Potoku Strzyża zamkniętej przekrojem powyżej zbiornika Nowiec II km 7+750, obszar zlewni podzielono na sześć zlewni cząstkowych. Granice zlewni wraz z nazwami przedstawiono na rys. 2. Podział na zlewnie wynika z przebiegu powierzchniowych granic zlewni, a także z układu kanalizacji deszczowej odprowadzającej wody opadowe z terenów zabudowanych do poszczególnych zlewni cząstkowych. Podział zlewni wykonano wykorzystując informacje zawarte w opracowaniach projektowych oraz mapy topograficzne, hydrograficzne oraz plan zagospodarowania przestrzennego analizowanego obszaru. Przyjęte nazwy zlewni cząstkowych wraz z ich podstawowymi parametrami zestawiono w tablicy 1.

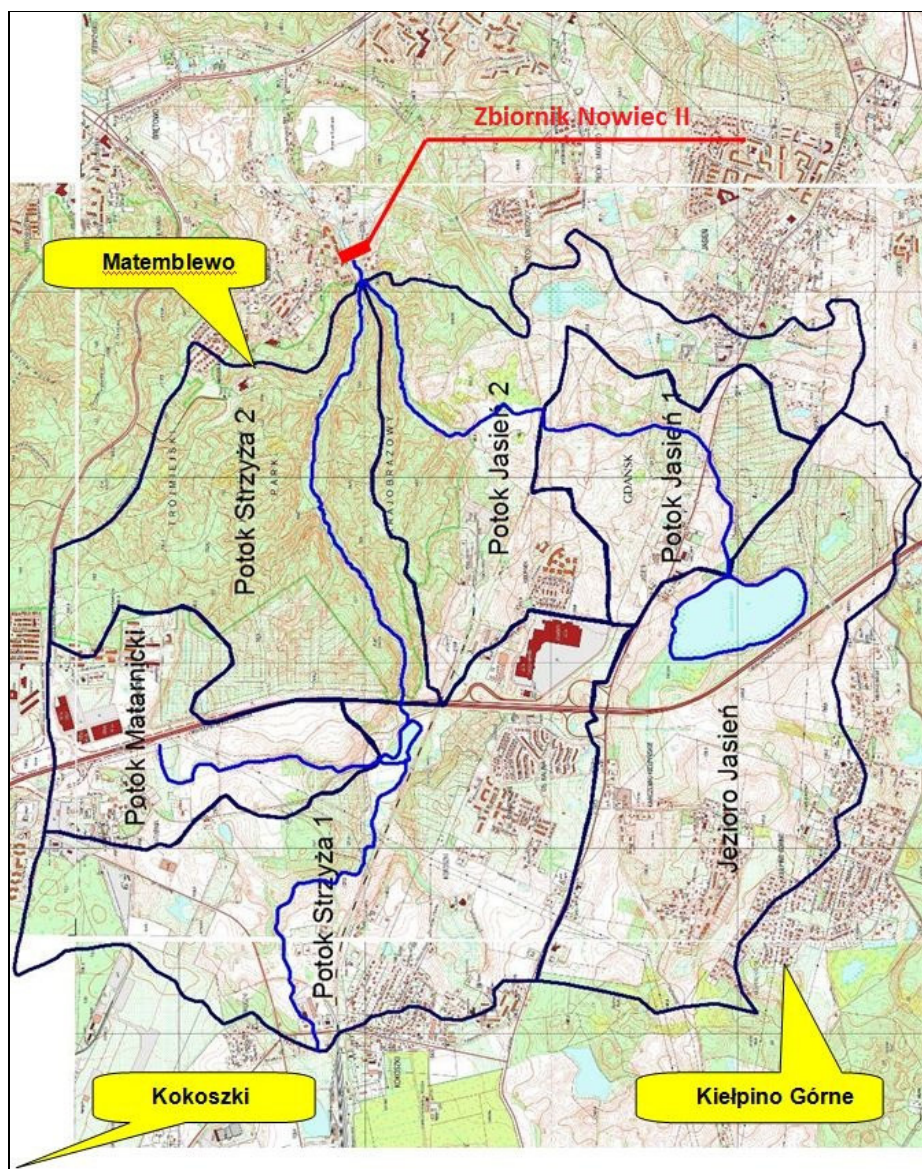
Tablica 1

Zlewnie cząstkowe w zlewni górnej Strzyży

Zlewnia cząstkowa	A [km ²]	L [m]	Spadek [%]
Potok Matarnicki	1,431	2 060	2,18
Potok Strzyża 1	3,889	2 140	1,64
Potok Strzyża 2	2,627	2 585	1,55
Jezioro Jasień	3,380	1 865	1,61
Potok Jasień 1	1,304	1 695	1,77
Potok Jasień 2	2,570	1 715	2,33

3. MODEL SCS OPAD – ODPIYW

Obliczenie hydrogramu odpływu ze zlewni potoku Strzyża powyżej zbiornika Nowiec II wymagało przyjęcia hydrologicznego modelu transformacji opadu w odpływ. Do aplikacji wybranego modelu wykorzystano ogólnie dostępny system obliczeniowy HEC-HMS, który został opracowany przez Ośrodek Inżynierii Hydrologicznej Korpusu Inżynieryjnego Armii Stanów Zjednoczonych Ameryki (HEC 2000). Poniżej krótko scharakteryzowano metody odwzorowujące trzy procesy hydrologiczne, które uwzględniono w konstrukcji modelu opad – odpływ. W kolejności są to: opad efektywnego, spływ powierzchniowy i transformacja przepływu kanałowego.



Rys. 2. Zlewnia górnej Strzyży z podziałem na zlewnie częściowe. Strzałkami zaznaczono lokalizację posterunków opadowych.

3.1. Opad efektywny

Pod pojęciem opadu efektywnego rozumiana jest ta część średniego opadu całkowitego, która poprzez spływ powierzchniowy i podpowierzchniowy kształtuje hydrogram odpływu bezpośredniego. W hydrologii znanych jest szereg metod wyznaczania opadu efektywnego. Jedną z powszechnie stosowanych jest metoda SCS (Banasik 2009, Soczyńska 1997) opracowana przez Soil Conservation Service w USA. W metodzie tej opad efektywny uzależnia się od grupy gleb, sposobu użytkowania terenu zlewni oraz od uwilgotnienia zlewni przed wystąpieniem badanego opadu. Wszystkie te czynniki ujmuje bezwymiarowy parametr CN , przyjmujący wartości rzeczywiste z przedziału od 0 do 100.

Parametr ten jest związany z maksymalną potencjalną retencją S zlewni zależnością:

$$S = 25,4 \cdot \left(\frac{1000}{CN} - 10 \right) \quad (1)$$

gdzie:

CN – parametr określający numer krzywej rozdziału opadu średniego całkowitego na opad efektywny i straty.

Sumę opadu efektywnego od początku opadu do chwili $t = i \Delta t$ oblicza się ze wzorów:

$$\sum_{i=1}^t H_i = \begin{cases} 0 & \text{gdy } \left(\sum_{i=1}^t P_i - 0,2 \cdot S \right) \leq 0 \\ \frac{\left(\sum_{i=1}^t P_i - 0,2 \cdot S \right)^2}{\sum_{i=1}^t P_i + 0,8 \cdot S} & \text{gdy } \left(\sum_{i=1}^t P_i - 0,2 \cdot S \right) > 0 \end{cases} \quad (2)$$

gdzie:

$\sum_{i=1}^t P_i$ – sumaryczna wysokość opadu średniego w zlewni w okresie od 0 do t

w [mm],

S – maksymalna retencja zlewni w [mm].

Ze wzoru (2) można obliczyć opad efektywny jako część opadu całkowitego, przyjmując wartość CN . Parametr CN określa się z tablicy w zależności od rodzaju użytkowania powierzchni zlewni, przyjętej grupy glebowej oraz warunków uwilgotnienia zlewni w chwili wystąpienia opadu. Warunki te określa się na podstawie analizy opadów z 5 dni poprzedzających.

W metodzie SCS gleby podzielono na cztery grupy w zależności od możliwości powstawania odpływu powierzchniowego. Do poszczególnych grup zaliczono (SHP 2009):

A – gleby o małej możliwości powstania odpływu powierzchniowego. Charakteryzują się one dobrą przepuszczalnością, dużymi współczynnikami filtracji ($k > 7,6 \text{ mm h}^{-1}$). Do grupy tej zaliczyć można głębokie piaski, piaski z niewielką domieszką gliny, żwiry, głębokie lessy.

- B** – gleby o przepuszczalności powyżej średniej, średni współczynnik filtracji ($3,8 < k \leq 7,6 \text{ mm h}^{-1}$). Należą do tej grupy gleby piaszczyste średnio głębokie, płytkie lessy oraz ły piaszczyste.
- C** – gleby o przepuszczalności poniżej średniej ($1,3 < k \leq 3,8 \text{ mm h}^{-1}$). Należą do niej gleby uwarstwione, posiadające wkładki słabo przepuszczalne oraz ły gliniaste, płytkie ły piaszczyste, gleby o niskiej zawartości części organicznych, gliny o dużej zawartości części ilastych.
- D** – gleby o dużej możliwości powstawania odpływu powierzchniowego o przepuszczalności bardzo małej i bardzo niskim współczynniku filtracji ($k \leq 1,3 \text{ mm h}^{-1}$). Do grupy tej należą gleby gliniaste, gliny pylaste, gliny zasolone, gleby uwarstwione z warstewkami nieprzepuszczalnymi.

Obszarową zmienność: użytkowania powierzchni zlewni, rodzaju gleb, sposobu uprawy i warunków hydrologicznych uwzględnia się w wartości CN , obliczając ją jako wartość średnią ważoną ze wzoru:

$$CN = CN_{sr} = \frac{\sum_{j=1}^m CN_j \cdot A_j}{A} \quad (3)$$

gdzie:

- CN_{sr} – średnia wartość parametru CN ,
 CN_j – wartość parametru CN charakterystyczna dla danego pokrycia zlewni, sposobu użytkowania i rodzaju gleb,
 A_j – powierzchnia cząstkowa zlewni, km^2 ,
 A – całkowita powierzchnia zlewni, km^2 ,
 m – liczba powierzchni jednorodnych.

3.2. Spływ powierzchniowy

Podobnie jak wcześniej do obliczenia opadu efektywnego, do jego transformacji w odpływ ze zlewni wybrano model zaproponowany przez SCS. Do obliczeń przyjęto model SCS-UH, który pozwala na określenie wartości przepływu kulminacyjnego, całkowitej objętości odpływu, kształtu hydrogramu oraz jego przebiegu w czasie (HEC 2000).

Metoda SCS należy do grupy metod hydrogramu jednostkowego (rys. 3). Wysokość przepływu kulminacyjnego wyliczana jest z formuły:

$$q_p = \frac{c \cdot A}{t_p} \quad (4)$$

gdzie:

- A – powierzchnia zlewni w km^2 ,
 c – parametr ($c = 2,08$),
 t_p – czas wznoszenia się fali w godzinach.

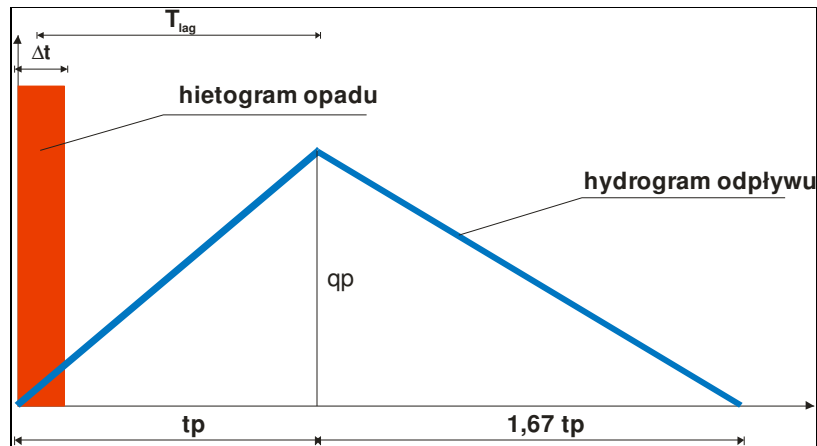
Czas wznoszenia się fali można policzyć ze wzoru:

$$t_p = \frac{\Delta t}{2} - T_{lag} \quad (5)$$

gdzie:

- T_{lag} – czas opóźnienia w godzinach,

Δt – czas trwania opadu efektywnego w godzinach.



Rys. 3. Parametry hydrogramu trójkątnego w metodzie SCS-UH.

Czas opóźnienia oblicza się z formuły SCS:

$$T_{lag} = \frac{(L \cdot 3,28)^{0,8} \left(\frac{1000}{CN} - 9 \right)^{0,7}}{1900 \cdot \sqrt{I}} \quad (6)$$

gdzie:

- L – długość zlewni w metrach,
- I – spadek zlewni w‰,
- 3,28 – przelicznik (stopy na metry).

3.3. Transformacja fali wezbraniowej w korycie

Do opisu procesu transformacji przepływu w korytach otwartych wybrano metodę Muskingum. Model ten (Soczyńska, 1997) pozwala na wyznaczanie transformacji fali w korycie rzeczonym i należy do grupy modeli pojemnościowych, bazujących jedynie na równaniu ciągłości. Podstawę stanowi równanie retencji pojedynczego zbiornika o długości Δx :

$$\frac{dV}{dt} = Q_0(t) - Q_1(t) \quad (7)$$

gdzie:

- V – objętość wody zawartej w zbiorniku wydzielonym w rzece o długości Δx – retencja,
- $Q_0(t)$ – dopływ do zbiornika przez przekrój górny,
- $Q_1(t)$ – odpływ ze zbiornika przez przekrój dolny.

W metodzie Muskingum przyjmuje się, że zależność pomiędzy retencją $V(t)$ oraz dopływem i odpływem do zbiornika opisuje formuła:

$$V(t) = K \cdot (x \cdot Q_0 + (1-x) \cdot Q_1) \quad (8)$$

gdzie:

K – stała retencji,
 x – współczynnik wagowy.

Ostatecznie, po przekształceniach i zastosowaniu numerycznej metody całkowania, formułę modelu Muskingum możemy zapisać w następującej postaci:

$$Q_{1,i+1} = c_1 \cdot Q_{0,i+1} + c_2 \cdot Q_{0,i} + c_3 \cdot Q_{1,i} \quad (9)$$

gdzie:

i – poziom czasowy,
 c_1, c_2, c_3 – funkcje zależne od parametrów modelu oraz od kroku czasowego.

Równanie (9) opisuje transformację przez pojedynczy zbiornik. Zwykle uzyskany wynik transformacji hydrogramu na dopływie przez pojedynczy zbiornik jest niewystarczający i różni się od przebiegów fali obserwowanych w rzeczywistości. Z tego względu do modelu wprowadza się kaskadę połączonych szeregowo zbiorników, to znaczy odcinek cieku dzieli się na n zbiorników tak, że odpływ z jednego zbiornika jest dopływem do następnego.

Stała K jest czasem przepływu wody na rozpatrywanym odcinku cieku, a jej wartość można wyznaczyć dzieląc jego długość przez średnią prędkość:

$$K = \frac{L}{v_{sr}} \quad (10)$$

gdzie:

L – długość odcinka transformacji,
 v_{sr} – średnia prędkość przepływu na odcinku transformacji.

Średnia prędkość przepływu wody może być wyznaczona za pomocą np. równania Manninga. Parametr x jest z zakresu liczb od 0 do 0,5, gdzie wartość 0,5 jest stosowana w przypadku gładkich, jednostajnych kanałów. W przypadku naturalnych strumieni najczęściej przyjmuje się $x = 0,2$, a $x = 0,45$ przyjmuje się w mocno rozbudowanych kanałach miejskich. Dobór liczby zbiorników zależy od wielkości kroku całkowania Δt .

4. GLEBY ORAZ POKRYCIE I ZAGOSPODAROWANIE TERENU

Jak wspomiano wcześniej, w procesie hydrologicznego modelowania odpływu ze zlewni jednym z podstawowych problemów jest wyznaczanie opadu efektywnego, do czego zaproponowano metodę SCS-CN. Aby określić numer krzywej (CN) niezbędna jest analiza rodzaju gleb występujących na powierzchni zlewni, a także rozpoznanie pokrycia terenu i zagospodarowania zlewni.

Analizę rodzajów gleb, sklasyfikowanych pod względem przepuszczalności, występujących na terenie zlewni, przeprowadzono na podstawie mapy hydrograficznej rozpatrywanego obszaru. Ostatecznie przyjęto podział na dwa rodzaje gleb charakteryzujące się słabą, bądź średnią przepuszczalnością. Obszary powiązane z klasyfikacją SCS, przyporządkowując im odpowiednio klasę C lub B. Gleby klasy B charakteryzują się przepuszczalnością powyżej średniej i średnim współczynnikiem filtracji, są to gleby piaszczyste średniogłębokie oraz ły piaszczyste, natomiast gleby klasy C, to gleby o przepuszczalności poniżej średniej, do których należą między innymi ły piaszczyste i gliniaste. Taki podział odpowiada gruntom o charakterze

polodowcowym, pokrywającym zlewnię górnego odcinka Potoku Strzyża, w których dominują gliny zwałowe, iły, jak również piaski gliniaste.

Następnie przeanalizowano rodzaje pokrycia i sposoby zagospodarowania powierzchni terenów należących do rozpatrywanej zlewni. W każdej ze zlewni cząstkowych wyodrębniono obszary o różnej charakterystyce pokrycia i zagospodarowania, a następnie obliczono ich pola powierzchni. Analizę przeprowadzono na podstawie mapy topograficznej w skali 1:10 000, historycznych opracowań hydrologicznych oraz istniejących projektów technicznych. Aktualizację stopnia zurbanizowania zlewni dla stanu obecnego przeprowadzono wykorzystując zdjęcia lotnicze terenu zlewni. Na tej podstawie przyjęto podział terenów zlewni na siedem typów: tereny handlowe i przemysłowe, tereny zamieszkałe, ulice i drogi, łąki i pastwiska, tereny otwarte, lasy oraz wody. Wyznaczone na podstawie analizy rodzajów gleb oraz pokrycia i zagospodarowania terenu numery krzywych do metody SCS-CN zestawiono w tablicy 2.

Tablica 2

Wyznaczone numery krzywych SCS-CN

Zlewnia cząstkowa	Numer krzywej (CN)
Potok Matarnicki	79,64
Potok Strzyża 1	76,75
Potok Strzyża 2	70,94
Jezioro Jasień	78,20
Potok Jasień 1	74,71
Potok Jasień 2	73,37

5. TRANSFORMACJA OPADU W ODPIYW

Opisany model hydrologiczny zlewni górnego odcinka Strzyży został wykorzystany do symulacji procesu transformacji historycznego opadu, który zanotowano w dniach 27-29 września 2010 roku, w odpływ zasilający zbiornik Nowiec II. W trakcie analizowanego epizodu nastąpiła awaria zapory zbiornika. Katastrofa miała miejsce 28 września 2010 około godz. 11:00.

5.1. Opad atmosferyczny

Zlewnia potoku Strzyża leży w rejonie Zatoki Gdańskiej. Jest to obszar charakteryzujący się urozmaiconą rzeźbą terenu, o stosunkowo dużych przewyższeniach lokalnych (powyżej 100m) i wysokościach terenu dochodzących do 200m npm. Zarówno położenie obszaru jak i jego topografia mają wpływ na rozkład opadów w regionie, który odznacza się znaczną przestrzenną zmiennością charakterystyk, takich jak roczna i sezonowa wysokość opadu, liczba dni z opadem, liczba i czas trwania okresów opadowych i bezopadowych. Duże, lokalne różnice obserwuje się także w przebiegu pojedynczych epizodów opadowych deszczów nawalnych, nawet dla stacji leżących w niewielkiej odległości od siebie (rzędu 2-4km).

Główne cechy reżimu opadowego regionu Zatoki Gdańskiej wynikają z częstego zalegania nad nim niżów barycznych i frontów atmosferycznych, z którymi związane są opady frontalne. Na ten reżim ponadto silnie oddziałują także cechy

lokalne środowiska nadmorskiego takie jak np. efekt występowania cienia orograficznego, wpływ termiki przyległych zbiorników wodnych itp. Wysokie sumy średnich opadów rocznych wynoszące ponad 610mm notowane są np. w Tolkmicku, Stegnie, Rozewiu, najniższe natomiast w Gdyni, Jastarni – ok. 525-535 mm przy wartości ok. 550 mm dla Gdańska. To przestrzenne zróżnicowanie opadów szczególnie wyraźnie wystąpiło podczas katastrofального opadu w dniu 9 lipca 2001 r. Sumy opadów z 24 godzin od godz.8:00 dnia 9lipca do godz. 8:00 dnia 10 lipca 2001 wynosiły: Gdańsk-Rębiechowo – 127,7 mm, Gdańsk Port Północny – 118,0 mm, Gdańsk Wrzeszcz (stacja Politechniki) – 123,5 mm, Krynica Morska – 103,6 mm, Ustka – 10,5mm, Gdynia – 37,7 mm, Borucino – 40 mm, Hel – 24,3mm (Cyberski 2003).

Analiza opadów z drugiej połowy XX wieku (Cyberski 2003) wykazała, systematyczny powolny wzrost wysokości opadów atmosferycznych w skali roku i w półroczu chłodnym. Nastąpił także wyraźny wzrost zarówno liczby, jak i długości okresów, podczas których opad występował przez co najmniej 2 dni (okresy opadowe), przy spadku takich charakterystyk dla okresów bezopadowych.

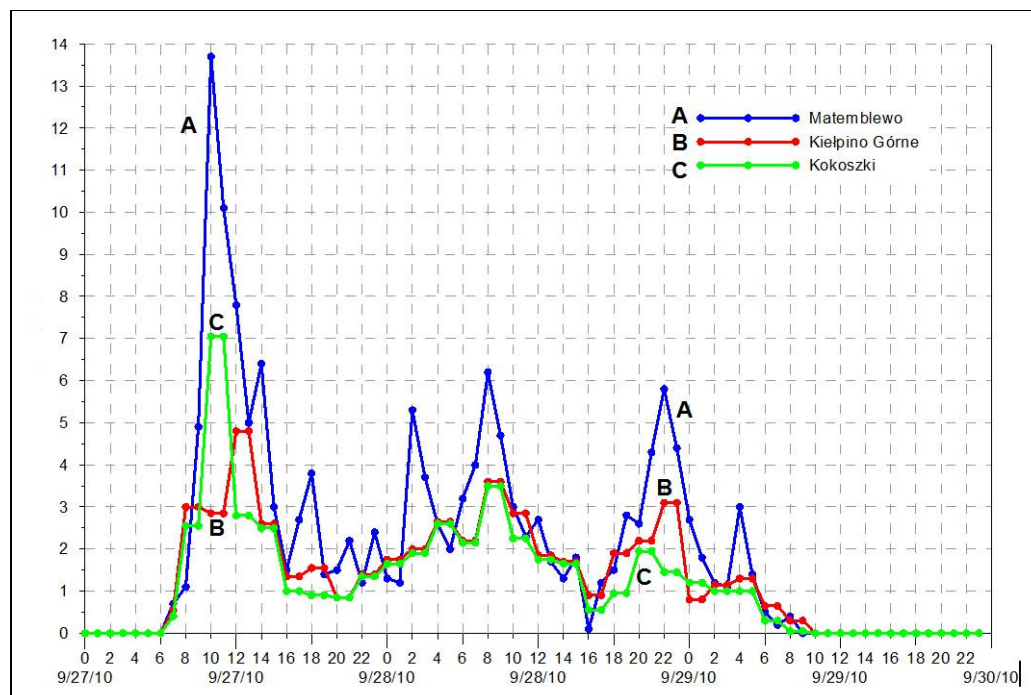
Przykładem tego jest analizowany w artykule okres 27-29 września 2010 roku, który charakteryzował się długo trwającym opadem na analizowanym obszarze. Opad wystąpił ok. godz. 7:30 dnia 27 września i trwał, z małymi przerwami (kilkadziesiąt minut) do godz. 10:50 dnia 29 września. Całkowity czas trwania opadu wyniósł zatem ok. 51 godzin.

Opad rzeczywisty z okresu 27-29 września 2010 roku został scharakteryzowany na podstawie pomiarów pluwiometrycznych. Dane pomiarowe zostały dostarczone przez Gdańskie Melioracje Sp. z o.o., ul. Łąkowa 35/38, 80-743 Gdańsk. Firma ta posiada własną sieć monitoringu opadów atmosferycznych oraz wybranych parametrów pogodowych. Na terenie miasta Gdańska znajduje się obecnie 15 stacji. Po analizie przebiegu opadów, do obliczeń hydrogramu odpływu wykorzystano opad z trzech stacji położonych na terenie lub w pobliżu zlewni Strzyży: Kokoszki, Kiełpino Górne i Matemblewo. Mimo małego obszaru objętego pomiarami zaobserwowano dość duże różnice lokalne w wartościach sum i przebiegu opadów. Dane dla wybranych stacji zestawiono w tabelicy 3 i rysunku 4.

Tablica 3

Zanotowana suma opadów

Posterunek opadowy	Wysokość opadu [mm]
Matemblewo	150,4
Kiełpino Górne	99,7
Kokoszki	90,2



Rys. 4. Przebieg opadów w dniach 27-29 września 2010 w zlewni potoku Strzyża.

W wyniku analizy rozkładu opadów w zlewniach cząstkowych Potoku Matarickiego i Potoku Strzyża 1 przyjęto opady ze stacji w Kokoszkach, w tych zlewniach Potoku Jasień opady z posterunku w Kiełpinie Górnym, natomiast w zlewni Potoku Strzyża 2 opady ze stacji w Matemblewie.

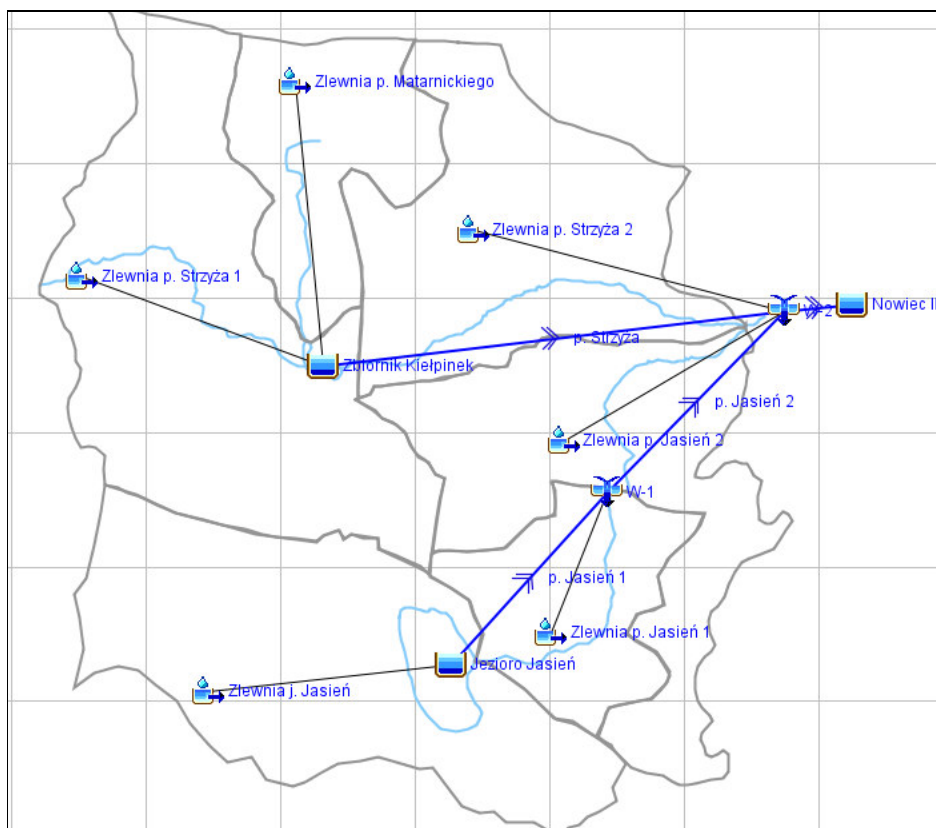
5.2. Obliczenie hydrogramu odpływu

Obliczenie hydrogramu odpływu ze zlewni potoku Strzyża powyżej zbiornika Nowiec II, wykonano za pomocą programu HEC-HMS. W pierwszej kolejności wykonany został numeryczny model analizowanej zlewni. Utworzona została struktura połączeń wiążąca odpływ z każdej podzlewni, istniejące zbiorniki (zbiornik retencyjny Kiełpinek oraz jezioro Jasień), odcinki potoków Strzyża i Jasień oraz ich połączenia aż do wlotu do zbiornika Nowiec II (rys. 5).

W przypadku niniejszej pracy, wobec braku pomiarów przepływu w korytach i na zbiornikach retencyjnych, nie było możliwości przeprowadzenia weryfikacji obliczeń i tarowania modelu. Stąd obliczenia zostały wykonane na podstawie ogólnych charakterystyk hydrologicznych badanej zlewni, wyznaczonych w wyniku analizy istniejących materiałów literatury przedmiotu oraz wizji lokalnej. Poniżej przedstawiono podstawowe założenia, które przyjęto do obliczeń hydrologicznych prowadzących do wyznaczenia dopływu do zbiornika Nowiec II w trakcie opadu deszczu z okresu 27-29 września 2010 roku.

- W symulacji nie uwzględnia się rzeczywistej sytuacji przerwania zapory na zbiorniku Nowiec II, jak również ingerencji człowieka w działanie innych zbiorników.
- Dla zbiorników retencyjnych (Kiełpinek, jezioro Jasień) założono, że ich początkowe napełnienie odpowiadało minimalnej rzędnej piętrzenia, a urządzenia

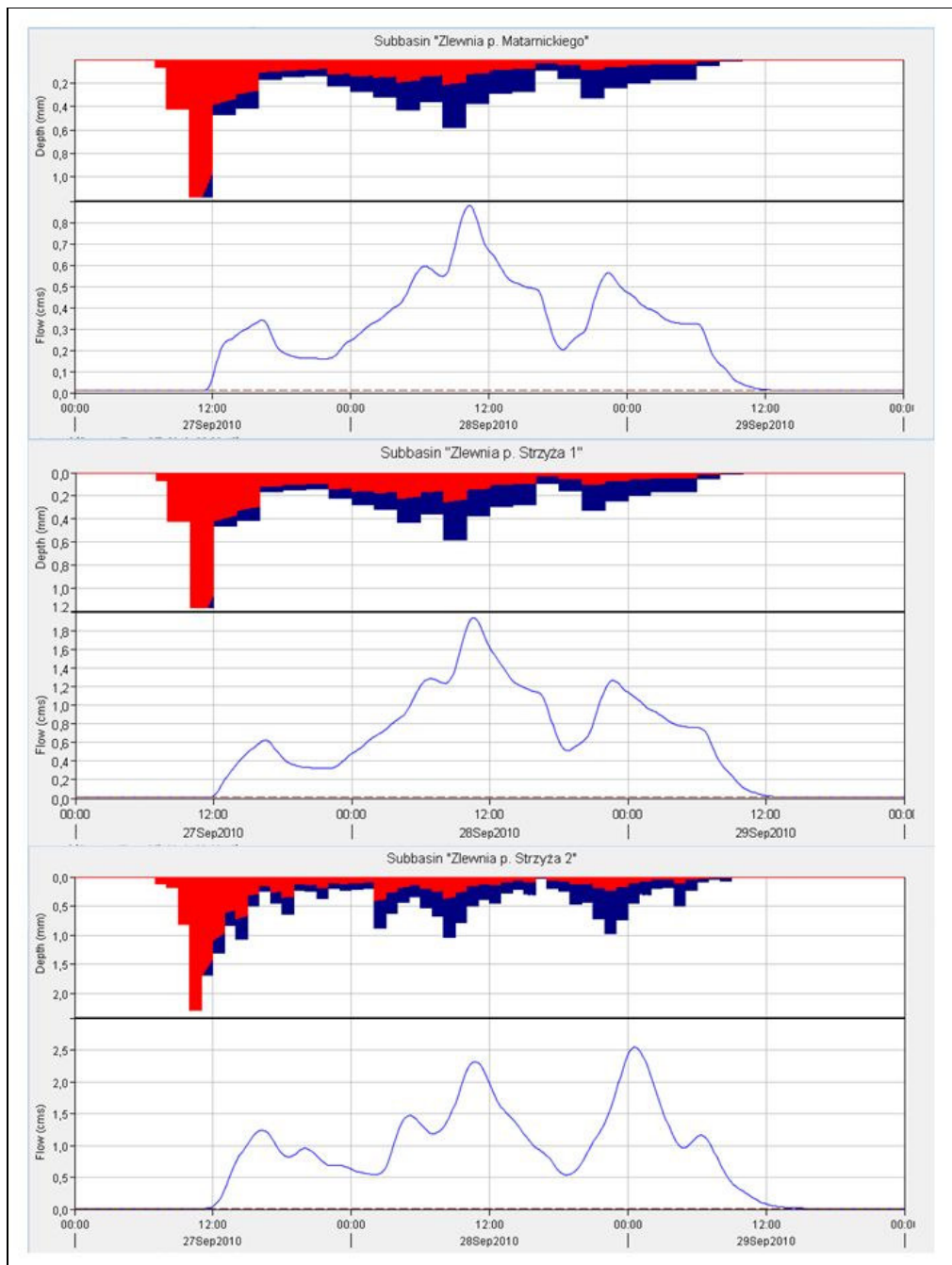
upustowe działały przez cały okres zgodnie ze swoimi krzywymi charakterystycznymi.



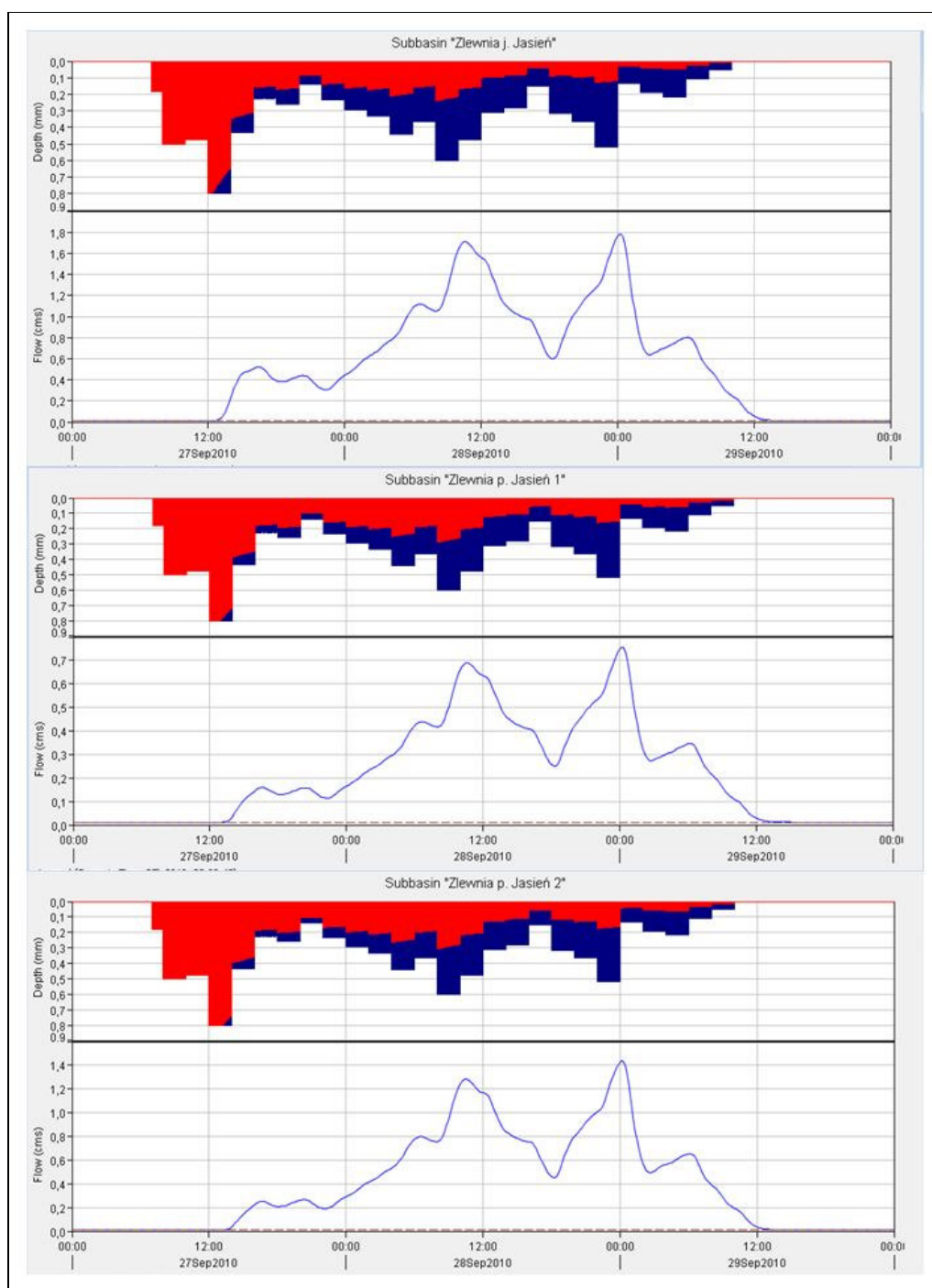
Rys.5. Schemat zlewni wraz z przyjętą strukturą modelu.

- We wszystkich zlewni cząstkowych przyjęto średnie warunki wilgotnościowe gleb (w ciągu 5 dni poprzedzających nie było opadów atmosferycznych).
- Przyjęto założenie, że wszystkie koryta potoków transformują przepływ zgodnie ze swoimi charakterystykami (nie uwzględnia się wystąpienia wody z brzegów, zatorów, przerwania wałów, itp.). Nie uwzględniono również możliwych ograniczeń przepływu przez przepusty pod drogami wzdłuż biegu potoków.
- Na podstawie atlasu hydrologicznego na całym terenie zlewni Potoku Strzyża i Potoku Jasień przyjęto stałe zasilanie z wód gruntowych rzędu $7,5 \text{ l s}^{-1} \text{ km}^{-2}$.

Dla tak postawionego problemu obliczono następnie hietogramy opadu efektywnego w każdej z analizowanych zlewni cząstkowych oraz odpowiadające im hydrogramy odpływu w przekrojach zamykających. Uzyskane wyniki przedstawiono na rys. 6 i 7. Na zaprezentowanych rysunkach, w górnej części każdego rysunku przedstawiono hietogram przyporządkowany danej zlewni, na którym kolorem czerwonym (jaśniejszym w skali szarości) zaznaczono straty opadu, a kolorem niebieskim (ciemniejszym w skali szarości) opad efektywny. W dolnej części rysunku przedstawiono wykres hydrogramu odpływowego w przekroju zamykającym daną zlewnię.



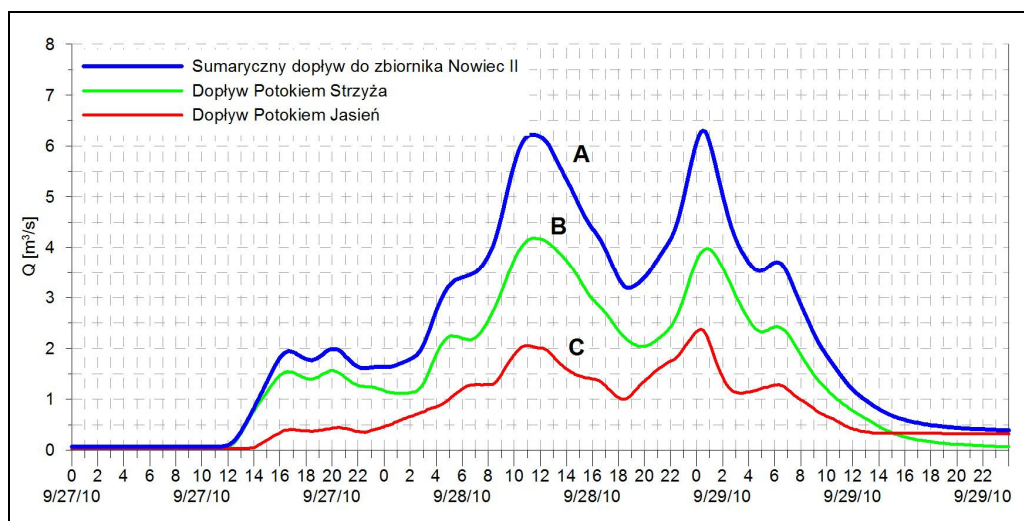
Rys.6. Hietogramy opadu całkowitego i efektywnego [mm] oraz hydrogramy odpływu [m^3s^{-1}] ze zlewni potoku Matarnickiego, potoku Strzyża 1 i Strzyża 2.



Rys.7. Hietogramy opadu całkowitego i efektywnego [mm] oraz hydrogramy odpływu [m^3s^{-1}] ze zlewni cząstkowych potoku Jasień, Jasień 1 i Jasień 2.

Obliczony na wlocie do zbiornika Nowiec II hydrogram odpływu ze całej zlewni górnej Strzyży przedstawiono na rys. 8. Jest on rezultatem nałożenia się dopływów z poszczególnych zlewni cząstkowych z uwzględnieniem retencji wody w zbiorniku Kiełpiniek i jeziorze Jasień oraz transformacji fali wzdłuż koryt potoków. Tak jak w przypadku poszczególnych zlewni cząstkowych, na przedstawionym hydrogramie (linia niebieska, ciemniejsza) widoczne są wyraźnie 3 ekstrema. Wzrost

dopływu do zbiornika widoczny jest od godziny 12:00 dnia 27 września, by następnie osiągnąć pierwsze maksimum tego dnia ok. 16:00 w wysokości ok. $1,94-1,99 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$. Wpływ na wielkość tego ekstremum ma głównie dopływ ze zlewni Strzyża 2 położonej w bezpośrednim sąsiedztwie przekroju obliczeniowego (pierwszy wzrost krzywej na wykresie). W dalszym przebiegu hydrogramu – o wielkości przepływu decydują natomiast również narastające dopływy z pozostałych zlewni cząstkowych. Około godziny 24:00 przepływ maleje do $1,64 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, by następnie ponownie stopniowo wzrastać i osiągnąć maksimum w wysokości $6,22 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ 28 września ok. 11:30. Maksimum to jest wynikiem kumulacji fal wezbraniowych ze wszystkich zlewni (dopływ Potokiem Jasień $Q = 0,84 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, dopływ ze zlewni Jasień 2 $Q = 1,26 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, dopływ Potokiem Strzyża $Q = 1,71 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, dopływ ze zlewni Strzyża 2 $Q = 2,31 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$). Największy w zasilaniu udział ma również zlewnia cząstkowa potoku Strzyża 2.



Rys.8. Wyniki symulacji numerycznej odpływu ze zlewni formującego dopływ do zbiornika Nowiec II

Wraz z osłabieniem opadu, dopływ do zbiornika Nowiec II maleje i osiąga minimum w wysokości $3,19 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ ok. godz. 18:30, by znowu wzrosnąć i osiągnąć trzecie maksimum 29 września ok. godz. 00:30 w wysokości $6,29 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$. Maksimum to jest także wynikiem nałożenia się fal wezbraniowych ze wszystkich zlewni cząstkowych (dopływ Potokiem Jasień $Q = 1,02 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, dopływ ze zlewni Jasień 2 $Q = 0,96 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, dopływ Potokiem Strzyża $Q = 1,48 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$, dopływ ze zlewni Strzyża 2 $Q = 2,54 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$). Również w tym przypadku największy udział w odpływie ma zlewnia potoku Strzyża 2.

6. PODSUMOWANIE I WNIOSKI

Wykonane obliczenia hydrologiczne pozwalają na sformułowanie następujących wniosków podsumowujących przeprowadzone badania:

1. Do obliczeń hydrogramu odpływu dla zaobserwowanego w dniach 27-29 września 2010 r., trwającego prawie 51 godzin, intensywnego, rozlewnego opadu, zastosowano matematyczny model hydrologiczny typu opad-odpływ, stosując metodę SCS.
2. Opad deszczu zanotowany w dniach 27-29 września 2010 roku spowodował w przekroju dopływowym do zbiornika Nowiec II znaczny wzrost natężenia

przepływu wody. Z obliczeń wynika, że w rozpatrywanym czasie wystąpiły, zgodnie z przebiegiem opadu, trzy wyraźne fale wezbraniowe o maksymalnych wartościach rzędu 1,99, 6,22, 6,29 m³ s⁻¹. Największy z tych wydatków przekroczył wartość maksymalnego przepływu o prawdopodobieństwie przekroczenia 10%, który dla tego przekroju wynosi 5,67 m³ s⁻¹.

3. Niezależnie od maksymalnych, chwilowych przepływów, istotna była całkowita objętość wody, która dopłynęła w czasie 51 godzin trwania deszczu do zbiornika Nowiec II. Na podstawie wykonanych obliczeń można ten dopływ ocenić na ok. 586 tys. m³. Odnosząc tą wartość do sumarycznej objętości wody, która spadła na powierzchnię analizowanego cieku (1597 tys. m³), uśredniony współczynnik odpływu można w tym przypadku oszacować na $\alpha = 0,367$.
4. Brak jakichkolwiek pomiarów natężenia przepływu w ciekach analizowanej zlewni uniemożliwił wytarowanie opracowanego modelu. Sytuacja ta stała się przyczyną podjęcia przez Politechnikę Gdańską wraz z Gdańskimi Melioracjami projektu badawczego pt. „Monitorowanie, modelowane i analiza zagrożenia powodziowego w małej zlewni miejskiej na przykładzie zlewni Potoku Strzyża w Gdańsku”, współfinansowanego przez WFOŚiGW w Gdańsku.

PODZIĘKOWANIA

W artykule zaprezentowano wyniki badań realizowanych w ramach projektów badawczych "Monitorowanie, modelowane i analiza zagrożenia powodziowego w małej zlewni miejskiej na przykładzie zlewni Potoku Strzyża w Gdańsku" (WFOŚiGW w Gdańsku, RX-03/12/2011) oraz "Hydrodynamiczny model podtopień terenów miejskich wyposażonych w systemy odprowadzania wód opadowych" (NCB, N N523 745840).

SIMULATION MODEL OF CATCHMENT RUNOFF

Summary

The paper concerns with numerical simulations of runoff from the upper Strzyża river catchment during the rainfall event resulting with the Nowiec II reservoir dam break on September 2010 in the Gdańsk quarter called Matemblewo. As the model of rainfall- runoff transformation, the SCS curve method and SCS unit hydrograph were used for estimation of precipitation loss rates and outflow, respectively. The aim of the work is to present the hydrological rainfall-runoff model which was used for reconstruction of reservoir inflow hydrograph due to real precipitation. The entire episode of recorded rainfall lasted from 27 to 29 September 2010, and the total amount of rainfall in this region ranged from 90,2 to 150,4 mm. The intensive outflow from the upper Strzyża catchment caused the failure of the earth dam of Nowiec II reservoir and sudden outflow towards the Gdańsk Wrzeszcz quarter.

BIBLIOGRAFIA

Banasik K., 2009, *Wyznaczanie wezbrań powodziowych w małych zlewniach zurbanizowanych*, SGGW, Warszawa.

- Cyberski J., red., 2003, *Powódź w Gdańsku 2001*, Praca zbiorowa, GTN, Wydział Nauk o Ziemi, Gdańsk.
- HEC, 2000, *HEC-HMS Technical Reference Manual*, US Army Corps of Engineers Hydrologic Engineering Center 609 Second Street Davis, CA 95616-4687 USA.
- SHP, 2009, *Metodyka określania przepływów i opadów maksymalnych o określonym prawdopodobieństwie przewyższenia dla zlewni kontrolowanych i niekontrolowanych oraz identyfikacji modeli transformacji opadu w odpływ*, Stowarzyszenie Hydrologów Polskich, Warszawa.
- Soczyńska U., 1997, *Hydrologia dynamiczna*, PWN, Warszawa.

Andrzej WAŁĘGA, Agnieszka CUPAK

Wydział Inżynierii Środowiska i Geodezji
Uniwersytet Rolniczy w Krakowie

ZASTOSOWANIE GEOMORFOKLIMATYCZNEGO CHWILOWEGO HYDROGRAMU JEDNOSTKOWEGO CLARKA DO SYMULACJI WEZBRAŃ OPADOWYCH

1. WPROWADZENIE

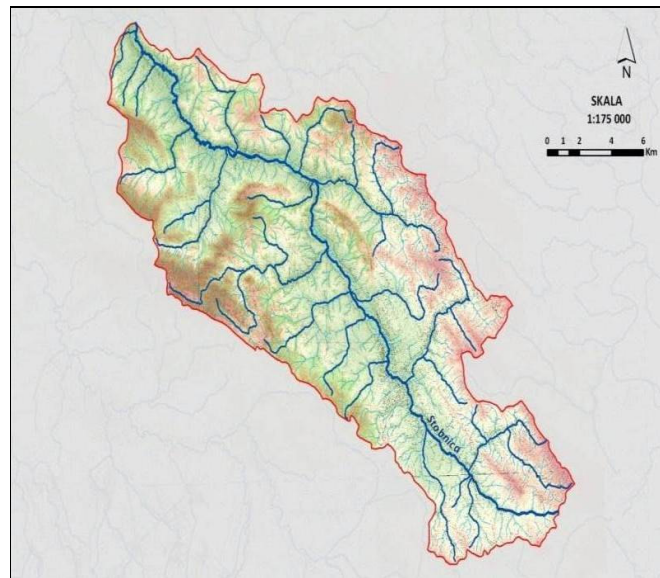
Mimo ciągłej rozbudowy systemu osłony hydro-meteorologicznej ciągle znaczna liczba zlewni, zwłaszcza małych jest niekontrolowana a więc nie posiada zarejestrowanych długoletnich ciągów pomiarowych opadów i przepływów. W celu realizacji inwestycji hydrotechnicznych oraz związanych z ochroną przeciwpowodziową w takich zlewniach niezbędne jest pozyskanie danych hydrologicznych metodami pośrednimi. Mimo, że na cele projektowe często wystarcza znajomość samego przepływu w kulminacji to jednak postać hydrogramu jest pomocna przy sprawdzaniu pracy takich inwestycji, weryfikacji założeń projektowych czy projektowaniu stref zagrożenia powodziowego. Do powszechnie stosowanych na świecie metod obliczania hydrogramów odpływu należą modele hydrologiczne typu opad-odpływ pozwalające na symulacje odpływu ze zlewni w różnych scenariuszach opadowych i charakterystyk zlewni. W przypadku zlewni niekontrolowanych często stosowane są tzw. syntetyczne hydrogramy jednostkowe, których parametry zależą od charakterystyk zlewni (Bhunya i in. 2007). Częstym podejściem w modelowaniu odpływu ze zlewni jest wykorzystanie praw sieci rzecznej Hortona-Strahlera w tzw. geomorfologicznym chwilowym hydrografie jednostkowym (GUIH) szeroko opisywanym m.in. przez Rodriguez-Iturbe i Valdeza (1979) czy Gupta i in. (1980). W praktyce często do opisu hydrogramu odpływu bezpośredniego z parametrami określonymi w oparciu o GUIH wykorzystuje się prosty model Nasha w postaci kaskady zbiorników liniowych oraz rzadziej chwilowy hydrogram jednostkowy Clarka (Kumar i in. 2002, Sahoo i in. 2006). Badania nad zastosowaniem geomorfologicznych hydrogramów jednostkowych do symulacji wezbrań opisane są także w pracach Sormana (1995) oraz Yen i Lee (1997). Kumar i Kumar (1998) stwierdzili, że geomorfologicznych chwilowy hydrogramu jednostkowy bazujące na teorii filii kinematycznej i geomorfologicznych prawach sieci rzecznej Hortona dobrze odzwierciedla wezbrania w zlewniach górskich. Spotykana jest też rozszerzona modyfikacja GUIH polegająca na dodatkowym wykorzystaniu informacji o hietogramie opadu efektywnego, zwana jakogeomorfoklimatycznym chwilowym hydrogramem jednostkowym GcIUH (Rodriguez-Iturbe i in. 1982).

Celem pracy jest ocena możliwości zastosowania w warunkach Polskich geomorfiklimatycznego chwilowego hydrogramu jednostkowego GcIUH-Clark bazującego na modelu Clarka do symulacji wezbrań opadowych.

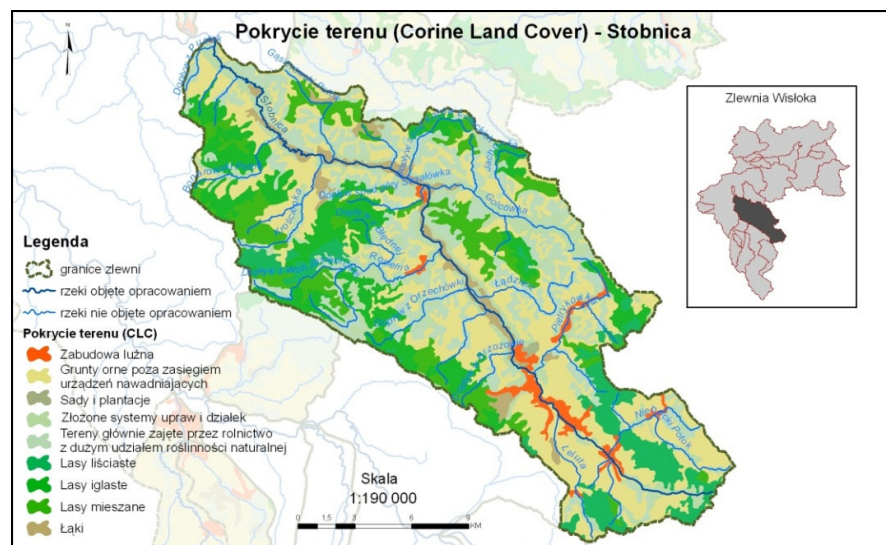
2. OBSZAR BADAŃ I METODY

Badania zrealizowano w zlewni rzeki Stobnicy, prawostronnego dopływu Wisłoka – rys. 1. Powierzchnia zlewni wynosi 335,84 km², długość cieków głównego – 47,319 km, średni spadek zlewni wynosi 0,78%.

Zlewnia znajduje się na Pogórzu Dynowskim (Kondracki 2009). Dominują w niej gleby średnio i słabo przepuszczalne. Przeważające pokrycie terenu stanowią grunty orne i lasy (Wałęga i in. 2009). Struktura użytkowania zlewni Stobnicy przedstawiona jest na rys. 2.



Rys. 1. Zlewnia Stobnicy (Wałęga i in. 2009)



Rys. 2. Użytkowanie w zlewni Stobnicy (Wałęga i in. 2009)

Geomorfologiczna analiza zlewni obejmowała określenie rzędu cieków wg klasyfikacji Hortona-Strahlera oraz obliczenia wskaźnika bifurkacji RB, wskaźnika długości cieków RL i wskaźnika powierzchni zlewni RA. Szczegółowy opis wskaźników znaleźć można w pracy m.in. Pociask-Karteczki (2006). W tabelicy 1 zestawiono wielkości wspomnianych wskaźników dla przyrastających rzędów cieków oraz wartość średnią.

Tabela 1

Wskaźniki Hortona dla cieków różnych rzędów w zlewni Stobnicy

Rząd cieków	1	2	3	średnia
RB	6,00	5,00	-	5,50
RL	-	0,42	1,06	0,74
RA	-	0,76	2,46	1,61

Obliczenia praw sieci rzecznej oparte o Mapę Podziału Hydrograficznego Polski (MPHP 2005) wykazały, że w zlewni Stobnicy średnia wartość RB wynosi 5,5, RL jest równe 0,74 a wskaźnik RA wyniósł 1,61. Transformację opadu efektywnego w odpływ dokonano w oparciu o model IUH Clarka. Metoda ta bazuje na zależności między czasem koncentracji a powierzchnią zlewni oraz wykorzystaniem teorii zbiornika liniowego do transformacji opadu efektywnego w odpływ. Hydrogram jednostkowy Clarka stanowi próbę powiązania charakterystyk geomorfologicznych zlewni z jej reakcją na opad (Cleveland i in. 2008). Matematyczny zapis chwilowego hydrogramu jednostkowego według Clarka (1945) jest następujący:

$$u_i = \left(\frac{\Delta t}{R + 0,5\Delta t} \right) I_i + \left(\frac{R - 0,5\Delta t}{R + 0,5\Delta t} \right) u_{i-1} \quad (1)$$

gdzie: u_i ; u_{i-1} – wartości chwilowego hydrogramu jednostkowego, Δt – krok czasowy, h , R – współczynnik retencji, h , I_i – i -ta rzędna krzywej: czas koncentracji-powierzchnia zlewni.

Symulacje przeprowadzono w programie HEC-HMS 3.4 (*Hydrologic ...* 2009), w którym to tworzona jest syntetyczna krzywa zależności między czasem koncentracji a powierzchnią zlewni. Parametry modelu IUH Clarka (T_c – czas koncentracji, R – współczynnik retencji) określono na drodze optymalizacji, tak aby uzyskać najlepszą zgodność obliczonego i obserwowanego hydrogramu.

W przypadku geomorfoklimatycznego chwilowego hydrogramu jednostkowego Clarka GeIUH-Clark, przepływ w kulminacji odpływu bezpośredniego został ustalony z zależności (Adib i in. 2010):

$$Q_p = 2,42 \frac{i_r A_\Omega t_r}{\Pi^{0,4}} \left(1 - \frac{0,218 t_r}{\Pi^{0,4}} \right) \quad (3)$$

gdzie: Q_p – przepływ w kulminacji hydrogramu odpływu bezpośredniego, $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, i_r – natężenie opadu efektywnego, $\text{cm} \cdot \text{h}^{-1}$, A_Ω – powierzchnia zlewni najwyższego rzędu, km^2 , t_r – czas trwania opadu efektywnego, h , Π – parametr geomorfoklimatyczny, h .

Parametr geomorfoklimatyczny Π jest obliczany z zależności:

$$\Pi = \frac{L_{\Omega}^{2,5}}{i_r \cdot A_{\Omega} \cdot RL \cdot \alpha_{\Omega}^{1,5}} \quad (3)$$

gdzie: L_{Ω} – długość cieków najwyższego rzędu, km, α_{Ω} – parametr fali kinematycznej, $s^{-1} \cdot m^{-1/3}$.

Procedura obliczania GcIUH-Clark była następująca:

- Określenie hietogramu opadu efektywnego – wykorzystano metodę NRCS-CN,
- Oszacowanie prędkości przepływu fali wezbraniowej – wartość tą oszacowano ze wzoru:

$$v = 0,665 \cdot \alpha_{\Omega}^{0,6} (i_r \cdot A_{\Omega})^{0,4} \quad (3)$$

- Obliczenie czasu koncentracji ze wzoru:

$$T_c = 0,2778 \cdot \frac{L_{\Omega}}{v} \quad (4)$$

- Obliczenie przepływu w kulminacji ze wzoru (2),
- Określenie wartości współczynnika R w procedurze optymalizacji polegającej na poszukiwaniu wartości wspomnianego współczynnika, przy obliczonym w punkcie c czasie koncentracji T_c tak, aby uzyskać w efekcie wartość Q_p określoną w punkcie d.

2. WYNIKI BADAŃ I DISKUSJA

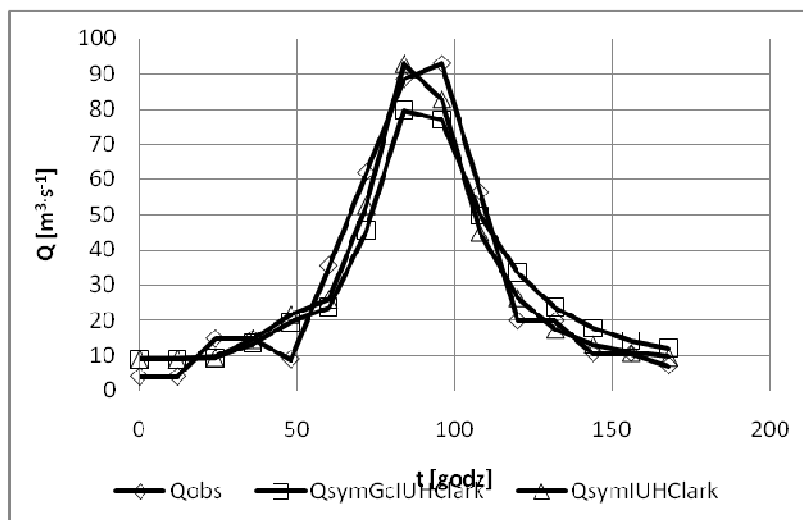
W tabelicy 2 zestawiono wyniki optymalizacji wartości parametrów T_c i R modelu IUH Clark i GcIUH-Clark. Jak wynika z przeprowadzonych obliczeń dla analizowanych fal, parametr T_c w przypadku IUH Clarka jest wyraźnie wyższy niż z modelu GcIUH-Clark. Dla modelu IUH Clark parametr ten wynosi 7,28 h a dla GcIUH-Clark jest on równy 5,05 h. Odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku współczynnika retencji R – wartość tego parametru dla IUH Clark jest równa 14,53 h, natomiast w przypadku GcIUH-Clark 16,78 h. Różnice w średnich geometrii czynnich pomiędzy dwoma modelami wynoszą dla T_c ponad 30% a dla R ponad 13%.

Tablica 2

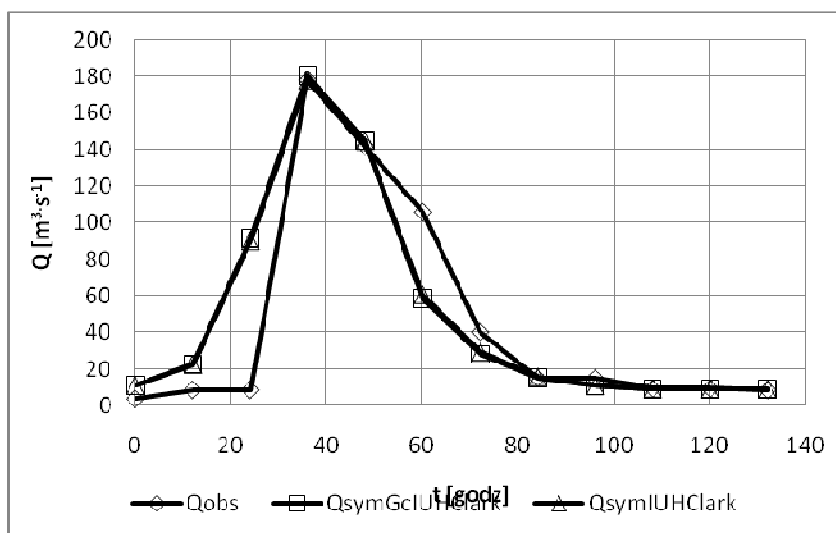
Zestawienie wyników obliczeń parametrów modelu Clarka

Nr wezbrania	Model IUH Clarka		Model GcIUH Clarka	
	T_c , h	R , h	T_c , h	R , h
1	10	17,4	6,0	24,0
2	5,3	12,14	4,25	11,73
Średnia geometryczna	7,28	14,53	5,05	16,78

Wartości prędkości fali wezbraniowej określone wg wzoru (4) wyniosły 2,15 $m \cdot s^{-1}$ dla epizodu 1 i 2,99 $m \cdot s^{-1}$ dla epizodu 2. Na rys. 3 i 4 przedstawiono przebieg hydrogramów obserwowanych i obliczonych wg omawianych metod dla obu analizowanych epizodów.



Rys. 3. Porównanie hydrogramów obliczonych wg modelu IUH Clarka i GcIUH-Clark i obserwowanych dla epizodu 1



Rys. 4. Porównanie hydrogramów obliczonych wg modelu IUH Clarka i GcIUH-Clark oraz obserwowanych dla epizodu 2

Jak wynika z przeprowadzonych symulacji hydrogramy uzyskane z omawianych metod dość dobrze opisują rzeczywiste wezbrania. Daje się zauważyć nieco lepszą zgodność przepływów w kulminacji, zwłaszcza w przypadku epizodu 2, uzyskaną z modelu IUH Clarka w stosunku do GcIUH-Clark. Wynika to z faktu, że optymalizacja parametrów pierwszego modelu prowadzona była do uzyskania jak najlepszej zgodności hydrogramu obliczonego z rzeczywistym. W przypadku drugiego modelu celem optymalizacji był taki dobór wartości parametrów, aby uzyskać jak najlepszą zgodność Q_p obliczonego ze wzoru (2) z uzyskanym w czasie symulacji. W przypadku epizodu 1 przepływy w kulminacji hydrogramów obliczonych wyprzedzają o 12 h kulminację na fali obserwowanej, z kolei w epizodzie 2 czasy do kulminacji się pokrywają. W tabelicy 3 porównano wartości przepływów w kulminacjach dla fal obserwowanych i obliczonych z miarami efektywności modelu. Wykorzystano następujące wskaźniki jakości modeli:

- współczynnik efektywności E Nasha i Sutcliffe'a (1970):

$$E = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N (Q_{o(t)} - Q_{s(t)})^2}{\sum_{i=1}^N (Q_{o(t)} - \bar{Q}_o)^2} \quad (5)$$

- procentowy błąd przepływu w kulminacji *PEP*, %:

$$PEP = \left(1 - \frac{Q_{sym}}{Q_{obl}} \right) 100 \quad (6)$$

- procentowy błąd czasu do kulminacji *PETP*, %:

$$PETP = \left(1 - \frac{T_{psym}}{T_{obl}} \right) 100 \quad (7)$$

- procentowy błąd objętości fali *PEV*, %:

$$PEV = \left(1 - \frac{V_{sym}}{V_{obl}} \right) 100 \quad (8)$$

Tablica 3

Zestawienie wielkości przepływów w kulminacji i miar jakości modelu

Nr wezbrania	Q_p obserwowane [m ³ ·s ⁻¹]	Q_p IUH Clark [m ³ ·s ⁻¹]	Q_p GcIUH Clark [m ³ ·s ⁻¹]	E^*	PEP^*	$PETP^*$	PEV^*
1	92,8	92,825	79,63	<u>0.94</u>	<u>-0.03</u>	<u>12.5</u>	<u>-2.95</u>
				<u>0.90</u>	<u>14.2</u>	<u>12.5</u>	<u>-1.81</u>
2	178	177,99	180,45	<u>0.78</u>	<u>0.003</u>	<u>0.00</u>	<u>7.72</u>
				<u>0.77</u>	<u>-1.38</u>	<u>0.00</u>	<u>7.72</u>

*- $\frac{IUHClark}{GcIUHClark}$

Obliczenia wykazały, że nieco wyższą jakość uzyskał klasyczny model Clarka o czym świadczą wartości współczynnika efektywności *E* oraz *PEP*. W przypadku pozostałych dwóch miar jakości wyniki uzyskane dla obu modeli są jednakowe lub w przypadku *PEV* model GcIUH-Clark w przypadku epizodu 1 uzyskał nieco lepszą ocenę. Oceniając przydatność analizowanych metod do opisu wezbrań opadowych w zlewni Stobnicy wg kryteriów podanych przez Moriasiego i in. (2007) należy stwierdzić, że uzyskały one bardzo dobrą ocenę. Podobne wnioski wynikają z badań prowadzonych przez Adiba i in. (2011) w zlewni Kasilii w Iranie leżącej w zlewisku Morza Kaspijskiego. Jest to zlewnia o powierzchni 67,5 km² charakteryzująca się wilgotnym klimatem i mająca górski charakter. Wg wspomnianych autorów wartości współczynnika efektywności *E* dla modelu GcIUH Clark wahały się od 0,71 do 0,89, a dla IUH Clark od 0,06 do 0,89. Można więc stwierdzić, że zarówno w przypadku cytowanych jak i prezentowanych w niniejszej pracy badań uzyskano podobną efektywność analizowanych modeli. W prezentowanych badaniach, mimo iż model GcIUH Clark uzyskał nieznacznie niższą efektywność w stosunku do IUH Clark to jednak jego zastosowanie jest możliwe do symulacji wezbrań w zlewniach z brakiem pomiarów hydrometrycznych. Wynika to z faktu, iż parametry modelu są ustalane na bazie przepływu w kulminacji, który zależy wyłącznie od charakterystyk geomorfoklimatycznych zlewni a przez to nie wykorzystuje się informacji zawartych w zarejestrowanych epizodach typu opad-odpływ jak ma to miejsce w przypadku modelu IUH Clarka.

3. WNIOSKI

W oparciu o przeprowadzone analizy można wysunąć następujące wnioski:

1. Modele oparte na chwilowym hydrogramie jednostkowym Clarka poprawnie opisują wezbrania opadowe w zlewni wyżynnej
2. Spośród analizowanych modeli wyższą efektywnością w opisie rzeczywistego wezbrania charakteryzował się model IUH Clarka, gdzie wartości współczynnika efektywności E wynosiły 0,98 i 0,78. Model GcIUH Clarka uzyskał nieznacznie niższą ocenę (wartości współczynnika E wahały się od 0,77 do 0,9). Największe różnice obserwowane były w przypadku wskaźnika PEP co wynikało z odmiennych zasad prowadzenia optymalizacji parametrów
3. Wielkości parametrów analizowanych modeli wykazywały różnice. I tak w przypadku czasu koncentracji T_c różnice te wyniosły ponad 30% a przypadku współczynnika retencji R ponad 13% w zależności od zastosowanego hydrogramu.
4. Model GcIUH Clark może mieć zastosowanie do symulacji wezbrań w zlewniach niekontrolowanych. Wynika to z faktu, iż parametry modelu są ustalone na bazie przepływu w kulminacji, który zależy wyłącznie od charakterystyk geomorfoklimatycznych zlewni.

USE OF THE CLARK'S GEOMORFOCLIMATICS INSTANTANEOUS UNIT HYDROGRAPH FOR SIMULATION OF RUNOFF

Summary

The aim of the paper was to evaluate the possibility of use a geomorphoclimatic instantaneous unit hydrograph based on Clark model GcIUH-Clark for runoff simulation. The results got from the model were compared with those of the classical Clark instantaneous unit hydrograph IUH Clark. The analysis was made for two rainfall-runoff episodes which were recorded in the Godowa gauging station on the Stobnica river. All simulations were made with use of HEC-HMS 3.4 software. The analysis showed usefulness of the GcIUH Clark model for simulation of runoff, however, better results were got from the classic IUH Clark model. Because of the fact that the GcIUH Clark parameters of catchment depend on geomorphoclimatic characteristics, this model could be used for flood simulation in ungauged catchments.

BIBLIOGRAFIA

- Adib A., Salarijazi M., Vaghefi M., Mahmoodian-Shooshtari M., Akhondali A.M., 2010, *Comparison between GcIUH-Clark, GIUH-Nash, Clark-IUH, and Nash-IUH models*. Turkish J. Eng. Env. Sci. 34, 91-103.
- Adib A., Salarijazi M., Vaghefi M., Mahmoodian-Shooshtari M., Akhondali A.M., 2011, *Comparison between characteristics of Geomorphoclimatic Instantaneous Unit hydrograph be produced by GcIUH based Clark model and Clark IUH model*. Journal of Marine Science and Technology 19 (2), 201-209
- Bhunya P.K., Berndtsson R., Ojha C.S.P., Mishra S.K., 2007, *Suitability of gamma, Chi-square, Weibull and beta distributions as synthetic unit hydrographs*. J. of Hydrology 334, 28-38.
- Clark C.O., 1945, *Storage and the unit hydrograph*. Trans ASCE 110:1419-1446.

- Cleveland T.G., Thompson D.B., Xing F., Xin H., 2008, *Synthesis of Unit Hydrographs from a Digital Elevation Model*. J. of Irrigation and Drainage Engineering 134 (2), 212-221.
- Gupta V.K., Waymire E., Wang C.T., 1980, *A representation of an Instantaneous Unit Hydrograph from geomorphology*. Water Resour. Res. 16 (5), 855-862.
- Kumar R., Chatterjee C., Lohani A.K., Kumar S., Singh R.D., 2002, *Sensitivity analysis of the GIUH based Clark model for a catchment*. Water Resources Management 16 (4), 63-278.
- Kumar A., Kumar D., 2008, *Predicting Direct Runoff from Hilly Watershed Using Geomorphology and Stream-Order- Law Ratios: Case Study*, J. Hydrol. Eng., 13, 570-576.
- Hydrologic Modelling System HEC-HMS.*, 2009, User's Manual. US Army Corps of Engineers. Hydrologic Engineering Center.
- Moriasi D.N., Arnold J.G., van Liew M.W., Bingner R.L., Harmel R.D., Veith T.L., 2007, *Model evaluation guidelines for systematic quantification of accuracy in watershed simulations*. American Society of Agricultural and Biological Engineers ISSN 0001-2351, vol. 50 (3), 885-900.
- Nash J.E., Sutcliffe J.V., 1970, *River flow forecasting through conceptual models, Part-I: a discussion of principles*. J Hydrol (Amst) 10 (3), 282-290. doi:10.1016/0022-1694(70)90255-6.
- Pociask-Karteczka J., 2006, *Zlewnia, właściwości i procesy*, Wyd. Uniwersytetu Jagiellońskiego, Kraków
- Rodriguez-Iturbe I., Valdez J. B., 1979, *The geomorphologic structure of hydrology response*. Water Resour. Res. 15 (6), 1409-1420
- Rodriguez-Iturbe I., Gonzales-Sanabria M., Camano G., 1982, *On the climatic dependence of the IUH: a rainfall-runoff theory of the Nash model and the geomorphoclimatic theory*. Water Resources Research. 18 (4), 887-903.
- Sahoo B., Chatterjee C., Raghuvanshi N. S., Singh, R., 2006, *Flood estimation by GIUH-based Clark and Nash models*. Journal of Hydrologic Engineering, ASCE, 11 (6), 515-525.
- Sorman A.U., 1995, *Estimation of Peak Discharge Using GIUH Model in Saudi Arabia*, Journal of Water Resources Planning and Management, 121, 287-293
- Wałęga A. Cupak A., Krzanowski S., Paluszkiewicz B. Będkowski M., 2009, *Określenie zagrożenia powodziowego w zlewni Wisłoka. Etap III. Przeprowadzenie obliczeń hydrologicznych i hydraulicznych. Obliczenia hydrologiczne*. Maszynopis UR w Krakowie
- Yen B.C., Lee, K.T., 1997, *Unit Hydrograph Derivation for Ungauged Watersheds by Stream-Order Laws*, J. Hydrol. Eng., 2, 1-9, 1997

Mariusz SOJKA, Rafał WRÓŻYŃSKI

Wydział Melioracji i Inżynierii Środowiska
Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

OCENA WPLYWU SIECI DROGOWEJ NA ODPLYW POWIERZCHNIOWY Z MAŁYCH ZLEWNI NIZINNYCH

1. WSTĘP

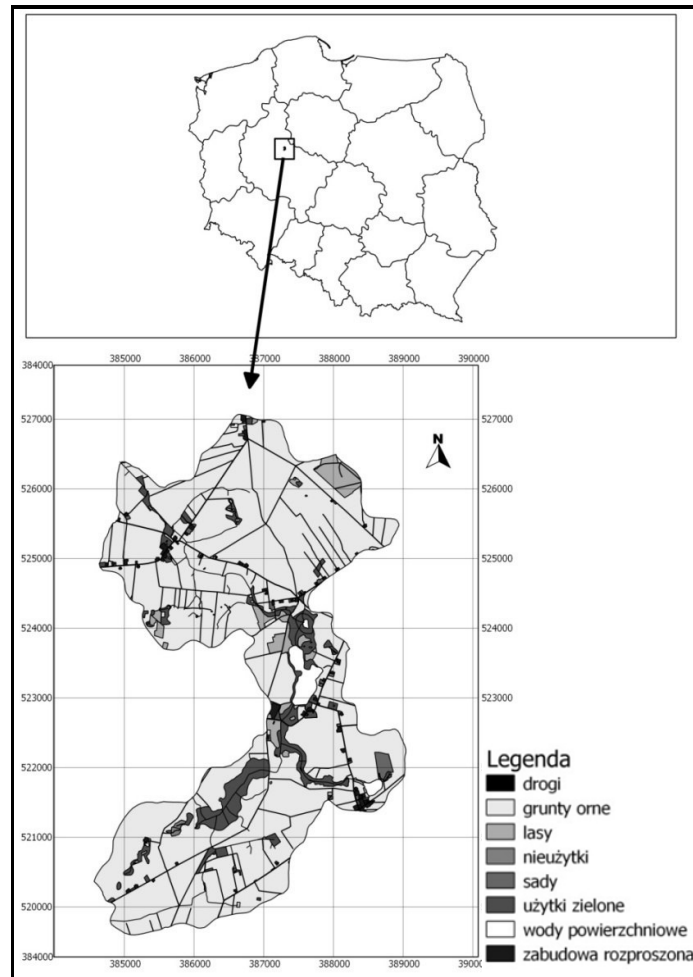
Zmiany sposobu użytkowania i zagospodarowania zlewni wywołane procesem urbanizacji, budową dróg, upraszczaniem struktury krajobrazu oraz wzrostem intensywności użytkowania terenów rolniczych doprowadziły do znacznego przekształcenia warunków odpływu wód ze zlewni. Drogi stanowią szczególny element krajobrazu, pełnią one głównie funkcję komunikacyjną ale wpływają także na przebieg procesów hydrologicznych (Soja 2002, Woldie i in. 2009). Układ przestrzenny sieci drogowej modyfikuje naturalną sieć hydrograficzną, co wpływa na zmianę parametrów fali wezbraniowej (Korczak 2010). Opad z powierzchni drogi zostaje zamieniony głównie w spływ powierzchniowy. Drogi przyspieszają też dopływ wody ze stoku do dna doliny, co prowadzi do wzrostu wielkości przepływów wezbraniowych rzek i skrócenia czasu koncentracji (Froehlich i Słupik, 1986).

Bardzo ważna jest ocena wpływu przestrzennego układu sieci drogowej na przekształcenie spływów powierzchniowych występujących po opadach nawalnych i podczas roztopów. Uwzględnienie wpływu sieci drogowej na odpływ ze zlewni można dokonać poprzez ich włączenie w naturalną sieć drenażu (Korczak 2008), lub zastosowanie innego podejścia, w którym można zmodyfikować metodykę obliczenia parametru *CN* w obszarach o dużej gęstości sieci drogowej i rzecznej.

Gęstość sieci drogowej stanowi jeden ze wskaźników, wykorzystywanych do oceny ich wpływu na przekształcenie odpływu ze zlewni. Natomiast punkty interakcji sieci drogowej z rzekami, stanowią łatwy do pomiaru wskaźnik wpływu dróg na reżim hydrologiczny rzeki oraz ładunek zanieczyszczeń i zawiesiny dopływających do niej (Jones i in. 2000, Clarke i Scruton 1997). Gęstość interakcji dróg z rzekami oraz gęstość sieci drogowej wykorzystywane są jako wskaźniki nasilenia erozji powierzchniowej, która związana jest z wysokimi spływami powierzchniowymi występującymi głównie po deszczach nawalnych (Sawyer i Mayhood 1998, Haskins i Mayhood 1997).

2. MATERIAŁY I METODY

Celem niniejszej pracy była ocena wpływu sieci drogowej na wielkość odpływu powierzchniowego z małych zlewni nizinnych, jako reakcji na opad o dużym natężeniu. Ocenę wykonano przy pomocy zmodyfikowanej metody SCS-CN w zlewni ciekła o nazwie Dopływ z Jeziora Głębokiego. Ciek jest dopływem rzeki Małej Wełny, która położona jest w środkowej części niziny Wielkopolsko-Kujawskiej (rys.1).



Rys. 1. Zlewnia ciekła Dopływ z Jeziora Głębokiego

W pracy wykorzystano numeryczne mapy topograficzne w skali 1:10000 i mapy glebowo-rolnicze w skali 1:25000 w postaci rastrowej oraz numeryczny model terenu w postaci TIN (arkusze w skali 1:10000) udostępnione przez Wojewódzki Ośrodek Dokumentacji Geodezyjnej i Kartograficznej w Poznaniu (WODGiK). Na podstawie tak zgromadzonych materiałów kartograficznych opracowano numeryczne mapy: gleb, użytkowania zlewni, spadków terenu, gęstości sieci rzecznej, dróg oraz punktów interakcji sieci rzecznej i drogowej (rys. 2).

Do oceny wpływu sieci dróg na odpływ ze zlewni zastosowano metodę SCS opracowaną przez Służbę Ochrony Gleb w USA (*Soil Conservation Service*). Metoda ta wykorzystywana jest powszechnie dla małych zlewni o powierzchni do 50 km², w której odpływ powierzchniowy uzależniony jest od trzech elementów: rodzaju gleby,

sposobu użytkowania i wilgotności początkowej gleby przed wystąpieniem opadu nawalnego. Wszystkie te elementy ujmuje bezwymiarowy parametr CN , który może przyjmować wartości od 0 do 100. Parametr CN jest funkcyjnie związany z maksymalną potencjalną retencją zlewni (S):

$$S = 25,4 \left(\frac{1000}{CN} - 10 \right) \quad (4)$$

W oryginalnej metodzie SCS, choć często stosowanej w praktyce inżynierskiej, nie uwzględnia się wpływu nachylenia terenu na parametr CN . Dlatego Sharpley i Williams (1990) oraz Huang i in. (2006) podjęli próbę wprowadzenia współczynnika uwzględniającego spadki terenu. Ostatecznie zaproponowali żeby w zlewniach, w których nachylenie terenu jest wyższe od 5%, parametr CN skorygować wzorem (2) (Sharpley i Williams 1990) lub wzorem (3) (Huang i in. 2006):

$$CN_{2\alpha} = \frac{1}{2} (CN_3 - CN_2) (1 - 2e^{-13,86\alpha}) + CN_2 \quad (5)$$

$$CN_{2\alpha} = CN_2 \frac{322,79 + 15,63\alpha}{\alpha + 323,52} \quad (6)$$

gdzie:

CN_2 i CN_3 – wartości parametru CN odczytane z tablicy podstawowej odpowiednio dla warunków przeciętnych i wilgotnych,

α – spadek terenu [$m \cdot m^{-1}$].

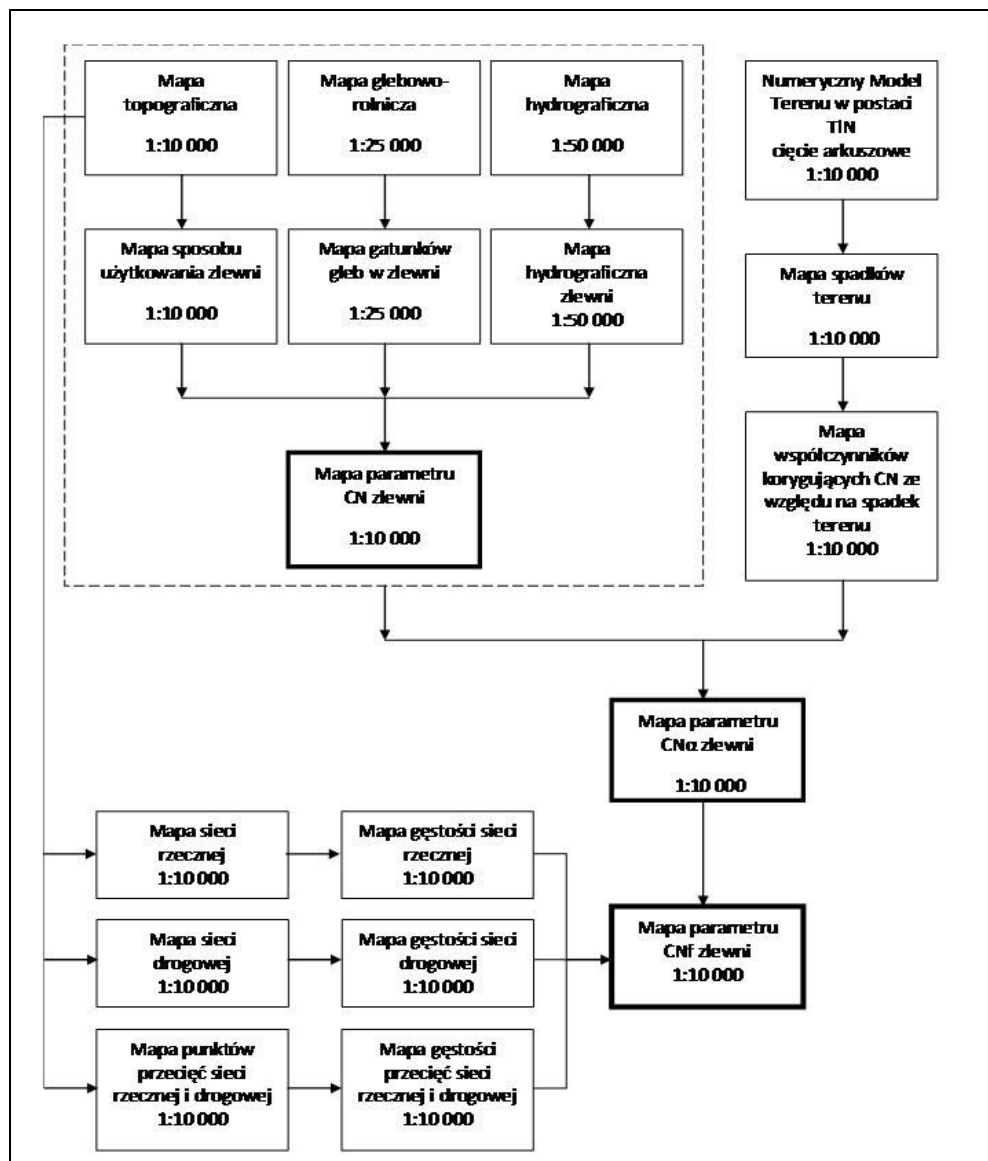
W dalszym ciągu jednak żadna z tych metod nie uwzględnia przestrzennego układu sieci drogowej oraz ich interakcji z siecią rzeczna (tj. punktów przecięcia dróg i rzek), dlatego w niniejszej pracy podjęto próbę uwzględnienia gęstości dróg przy obliczaniu parametru CN .

W celu oceny wpływu sieci dróg na zmianę odpływu powierzchniowego obszar zlewni podzielono na pola jednostkowe o powierzchni 1 ha. W pierwszym etapie pracy obliczono wartość parametru CN dla całej zlewni według oryginalnej metody SCS, dla przeciętnych warunków wilgotnościowych. W kolejnym etapie zastosowano zmodyfikowaną metodę SCS, w której dodatkowo uwzględniono spadki terenu jako element modyfikujący parametr CN według formuły Sharpleya. W następnym etapie pracy podjęto próbę wprowadzenia współczynników korygujących wartości parametru CN na podstawie wskaźników: gęstość sieci rzecznej, drogowej oraz punktów interakcji dróg i rzek w całej zlewni oraz tylko na terenach o spadkach powyżej 5%.

Zaproponowane wskaźniki i wartości współczynników korygujących przedstawiono w tablicy 1.

Tablica 1
Zestawienie wskaźników i wartości współczynników korygujących wielkość parametru CN na obszarach nieurbanizowanych

Wskaźnik	Oznaczenie	Jednostka	Wartość	Współczynnik korygujący
Gęstość sieci rzecznej	K_r	$m \cdot ha^{-1}$	<30	0
			30 – 150	5
			>150	10
Gęstość sieci drogowej	K_d	$m \cdot ha^{-1}$	<10	0
			10 – 100	5
			>100	10
Liczba interakcji cieków i dróg	K_{rd}	$szt \cdot ha^{-1}$	0	0
			1	5
			>1	10



Rys. 2 Schemat ideowy obliczania zdolności retencyjnych zlewni przy wykorzystaniu zmodyfikowanej metody CN

Obliczenia parametru CN wykonano według wzoru:

$$CN_{2f} = (K_r + K_d + K_{rd}) CN_\alpha \quad (7)$$

$$CN_{2f} \leq CN_3 \quad (8)$$

gdzie:

CN_{2f} – wartość parametru CN po uwzględnieniu wpływu sieci dróg, rzek i ich wzajemnej interakcji,

$CN_{2\alpha}$ – wartość parametru CN po uwzględnieniu nachylenia terenu,

K_r – współczynnik korygujący ze względu na gęstość sieci rzecznej,

K_d – współczynnik korygujący ze względu na gęstość sieci dróg,

K_{rd} – współczynnik korygujący ze względu na liczbę interakcji dróg i rzek.

W ostatnim etapie przeprowadzono symulację odpływu ze zlewni przy zastosowaniu modelu o parametrach dyskretnie rozłożonych HEC-HMS (Hydrologic Engineering Center – Hydrologic Modeling System) jako reakcji na opad o prawdopodobieństwie przewyższenia 1% i czasie trwania 1 godzina. Pliki wejściowe do modelu HEC-HMS przygotowano przy pomocy programu HEC-GeoHMS, która stanowi nakładkę do programu ArcGIS. Przeprowadzono ostatecznie cztery symulacje przy założeniu: parametr CN wyznaczony wg oryginalnej metodyki SCS, po wprowadzeniu współczynników korygujących ze względu na spadki terenu, występowanie dróg oraz ich interakcji z siecią rzeczna w całej zlewni oraz tylko na terenach o spadkach powyżej 5%.

3. WYNIKI BADAŃ

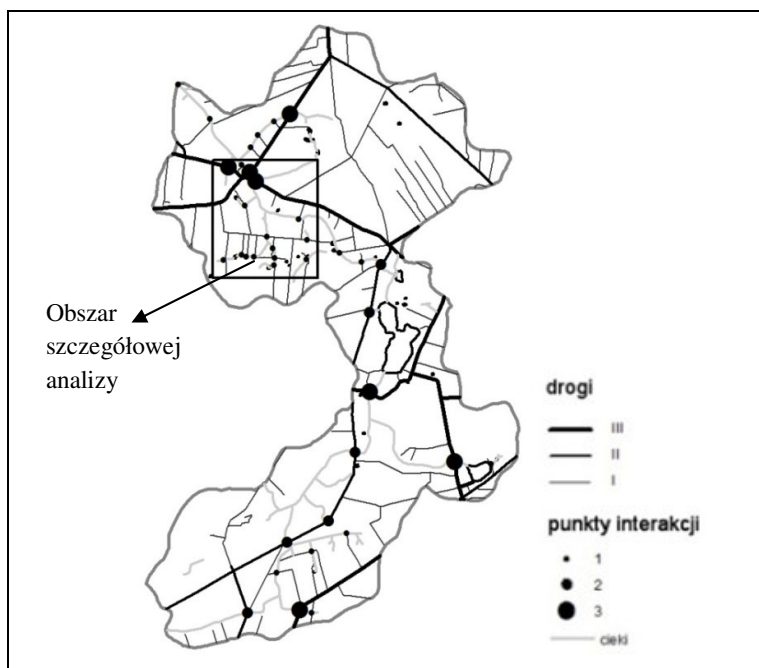
Dopływ z Jeziora Głębokiego jest ciekim piątego rzędu uchodzącym do rzeki Małej Wełny w 44,74 km jej biegu, powierzchnia zlewni wynosi 17,65 km². Od źródła położonego na wysokości 114 m n.p.m. do ujścia położonego na wysokości 97,9 m n.p.m. rzeka pokonuje 10,2 km, co daje spadek podłużny równy 1,57%. Największe spadki występują na zboczach doliny rzecznej i wynoszą od 4 do 18% natomiast na pozostałym obszarze spadki są niewielkie i nie przekraczają 5%. Łączna powierzchnia terenów o spadkach powyżej 5% w zlewni wynosi 1,22 km², co stanowi 7% jej powierzchni. Średni spadek zlewni obliczony na podstawie numerycznego modelu terenu o rozdzielczości 25 m wynosi 1,69%. Analizowana zlewnia charakteryzuje się typowo rolniczym sposobem użytkowania. Grunty orne pokrywają około 86% powierzchni zlewni, użytki zielone 7% a sady około 1%. Zabudowa rozproszona stanowi tylko około 1% powierzchni zlewni. Ciek przepływa przez Jezioro Głębokie o powierzchni 25,2 ha, i objętość 833,2 tys. m³. Średnia głębokość jeziora wynosi 3,3 m, natomiast głębokość maksymalna 6,0 m. Łączna powierzchnia wód powierzchniowych w zlewni wynosi 27,52 ha daje to wskaźnik jeziorności 1,6%. W zlewni dominują gleby wytworzone z piasków gliniastych lekkich 51,3% i piasków średnich 31,2%. Gleby organiczne głównie znajdują się w dolinie rzecznej i stanowią około 5,4% powierzchni zlewni. Gęstość sieci rzecznej w zlewni wynosi 1,25 km²/km², a sumaryczna gęstość sieci drogowej 3,66 km²/km². W zlewni występują trzy główne kategorie dróg tj. drogi gruntowe, drogi o powierzchni utwardzonej o szerokości do 6 m oraz drogi utwardzone o szerokości do 6 m wzdłuż których występują rowy (tab. 2).

Tablica 2

Zestawienie długości i gęstości sieci drogowej w zlewni Dopływu z Jeziora Głębokiego

Rodzaj drogi	Długość	Gęstość sieci drogowej
	km	km km ⁻²
Gruntowa	42,53	2,41
O powierzchni utwardzonej do 6 m	9,67	0,55
O powierzchni utwardzonej do 6 m, wzdłuż których występują rowy	12,38	0,70

Szczegółowa analiza sieci dróg i sieci rzecznej w zlewni wykazała, że łącznie w zlewni występuje 38 punktów interakcji sieci rzecznej i drogowej, z czego 25 z drogami gruntowymi, 6 z drogami o powierzchni utwardzonej o szerokości do 6 m i 7 z drogami o powierzchni utwardzonej o szerokości do 6 m wzdłuż których występują rowy (rys. 3). Punkty te w głównej mierze występują na terenach o niewielkim nachyleniu, 31 punktów na obszarze o spadkach do 3%. Tylko 3 punkty położone były na obszarze o nachyleniu od 3 do 5% a 4 punkty na obszarach o spadkach powyżej 5%.



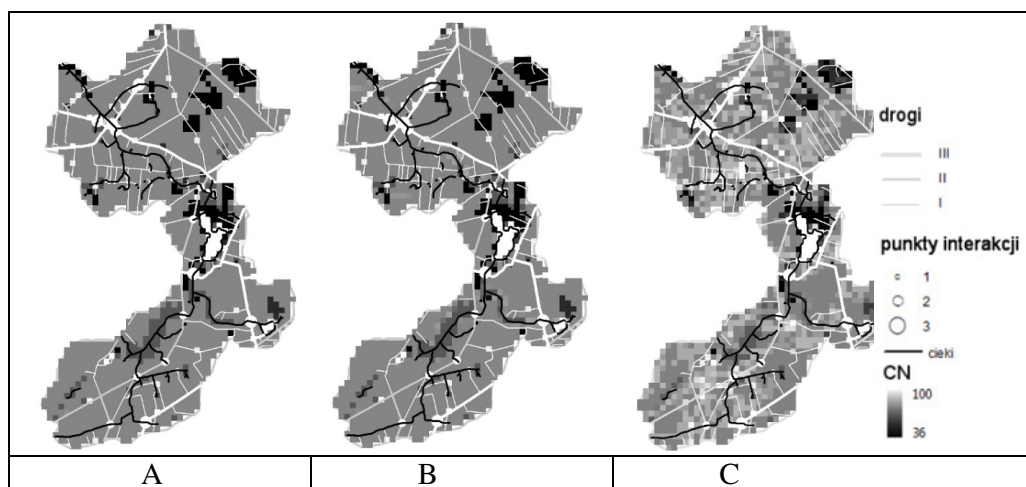
Rys. 3. Mapa zlewni cieków Dopływu z Jeziora Głębokiego zawierająca sieć hydrograficzną i sieć drogową oraz punkty interakcji tych sieci

Obliczone wartości parametru *CN* według oryginalnej metodyki opracowanej przez SCS wahały się od 36 do 100 przy wartości średniej wynoszącej 72,57. Najwyższe wartości występowały w miejscu występowania wód powierzchniowych oraz na terenach o zabudowie rozproszonej. Następnie obliczono wartości parametru *CN* po wprowadzeniu poprawki wynikającej z ukształtowania terenu. W analizowanej zlewni tereny o spadkach wyższych od 5% występowały głównie na zboczach doliny Dopływu z Jeziora Głębokiego (rys. 4).

Szczegółowa analiza parametru *CN*, na terenach o nachyleniu wyższym niż 5% wykazała, że wartości parametru obliczone według oryginalnej metodyki SCS wynosiły od 36 do 86 przy wartości średniej wynoszącej 70,45. Uwzględnienie

spadków terenu na zboczach doliny analizowanego cieku zwiększyło parametr CN , a jego wartości wynosiły od 37 do 87 przy wartości średniej 71,27, czyli o 0,82 wyższe niż w oryginalnej metodzie SCS.

Przeprowadzone obliczenia wykazały, że w przypadku zlewni nizinnych poprawka Sharpleya uwzględniająca spadki terenu niewiele wpływa na parametr CN , a co za tym idzie na maksymalną potencjalną retencję całej zlewni. Uwzględnienie spadków poprzez zastosowanie wzoru Sharpleya zwiększyło parametr CN całej zlewni jedynie o 0,09 w stosunku do oryginalnej metody SCS- CN . Pomimo, że wprowadzenie spadków terenu nie wpłynęło istotnie na zmianę parametru CN w analizowanej zlewni nizinnej, mają one niekwestionowany wpływ na kształtowanie się odpływu, więc dobrą praktyką jest ich uwzględnienie w trakcie obliczeń, szczególnie na terenach o nachyleniu wyższym od 5%.



Rys. 4. Zmienność parametru CN w zlewni cieku Dopływ z Jeziora Głębokiego A- metoda oryginalna SCS, B – po wprowadzeniu poprawki Sharpleya, C – po wprowadzeniu poprawki ze względu na występowanie sieci rzecznej i drogowej oraz ich wzajemnej interakcji

W ostatnim etapie pracy podjęto próbę uwzględnienia wpływu sieci drogowej i rzecznej na przekształcenie odpływu ze zlewni. Podczas analizy założono, że występowanie w danej jednostce przestrzennej lub jednostkach sąsiednich uprzywilejowanej drogi odpływu takich jak rzeka, rów melioracyjny czy droga, zwiększa prawdopodobieństwo formowania się odpływu powierzchniowego. Średnia wartość parametru CN po uwzględnieniu współczynników korygujących ze względu na występowanie rzek, dróg i ich interakcji wynosiła średnio dla całej zlewni 74,95 (tab.3).

Tablica 3

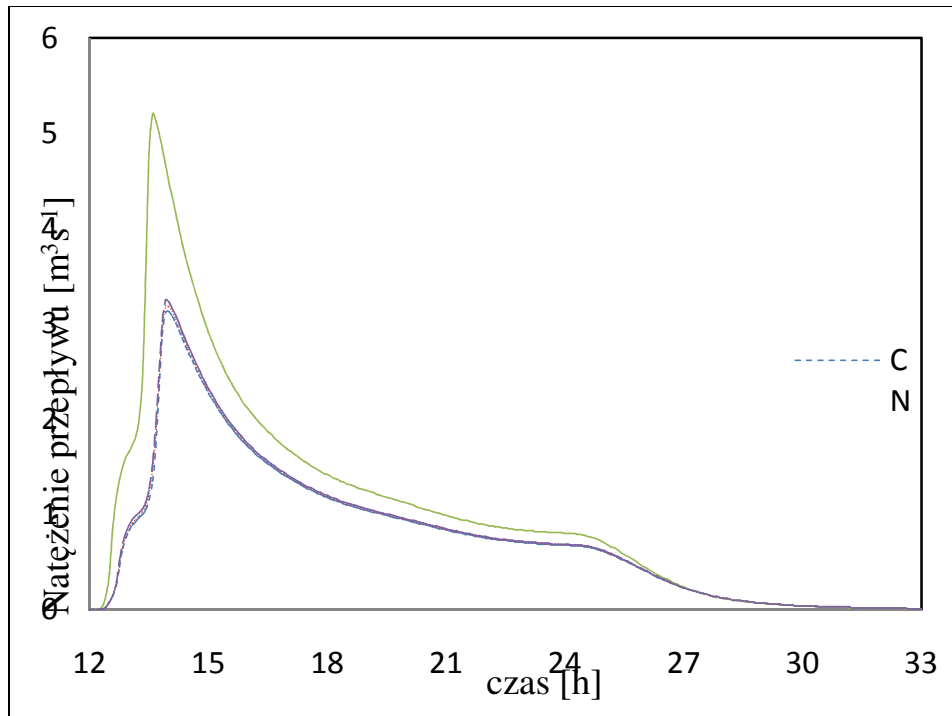
Zestawienie wartości parametrów CN oraz maksymalnej potencjalnej retencji obliczonych różnymi metodami

Metoda	Oznaczenie	CN		S	
		Średnia	Odchylenie standardowe	Średnia	Odchylenie standardowe
Oryginalna metoda SCS- CN	CN	72,57	5,63	99	31,1
Uwzględnienie spadków terenu	CN_{2a}	72,66	5,60	98	31,4
Uwzględnienie sieci drogowej i rzecznej w całej zlewni	CN_{2f}	74,95	6,36	87	31,9
Uwzględnienie sieci drogowej i rzecznej na terenach o spadkach powyżej 5%	CN_{2f}^*	72,75	5,69	98	31,6

W kolejnym etapie została przeprowadzona szczegółowa analiza wartości parametru CN w wybranym fragmencie zlewni o powierzchni $1,9 \text{ km}^2$ (rys. 3), który charakteryzuje się wysoką gęstością sieci rzecznej i drogowej. Długość rzek na tym terenie wynosi $5,05 \text{ km}$, dróg gruntowych $6,56 \text{ km}$ a dróg o nawierzchni utwardzonej o szerokości do 6 m wzdłuż której występują rowy wynosi $2,1 \text{ km}$. Taka gęstość sieci hydrograficznej i drogowej spowodowała, że na analizowanym obszarze występuje łącznie 16 punktów przecięć rzek i dróg – 3 z drogami utwardzonymi i 13 z drogami gruntowymi. Obliczone wartości parametru CN_{2a} na analizowanym obszarze wynosiły od 56 do 98 przy wartości średniej 70,4 natomiast po uwzględnieniu sieci drogowej i rzecznej wartości wzrosły i wynosiły od 60 do 98 przy wartości średniej 76,3.

Biorąc pod uwagę, że na terenach o niewielkich spadkach możliwość wystąpienia odpływu powierzchniowego jest niewielka ostatecznie wielkość parametru CN skorygowano tylko na terenach o spadku wyższym niż 5%. Spowodowało to, że w obrębie całej zlewni wartość parametru CN zwiększyła się tylko o 0,1.

W celu oceny wpływu różnych metod obliczania parametru CN na odpływ przeprowadzono cztery symulacje reakcji zlewni na opad o założonym czasie trwania i prawdopodobieństwie wystąpienia przy pomocy programu HEC-HMS. Przeprowadzone obliczenia wykazały, że symulowany przepływ maksymalny uzyskany z modelu HEC-HMS przy założeniu, że parametr CN obliczany będzie według oryginalnej metodyki SCS wynosił $3,13 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ i był o $0,06 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ niższy od przepływu uzyskanego po wprowadzeniu do obliczeń poprawki Sharpleya i Wiliamsa. Zmodyfikowanie metodyki obliczania parametru CN w całej zlewni poprzez wprowadzenie współczynników korygujących zaproponowanych w niniejszej pracy ze względu na gęstość sieci rzecznej i drogowej oraz ich wzajemną interakcję spowodowało, że wielkość przepływu maksymalnego wzrosła do $5,2 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$, co jest wartością zdecydowanie odbiegającą od wartości obserwowanych w analizowanej zlewni. Dlatego ostatecznie wprowadzono zaproponowane współczynniki tylko na terenach o spadkach wyższych od 5%, spowodowało to wzrost przepływu maksymalnego o $0,12 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ oraz skrócenie czasu koncentracji o 10 minut (rys. 5).



Rys. 5. Symulowane hydrogramy dla różnych metodyk obliczania parametru CN

4. PODSUMOWANIE

1. W celu oceny wpływu sieci drogowej na odpływ z małych zlewni nizinnych oraz weryfikacji zaproponowanej metodyki szacowania parametru CN należy przeprowadzić szczegółowe badania i obserwacje terenowe, w szczególności kontrolą należy objąć punkty interakcji sieci drogowej i rzecznej. W dalszym etapie analiz należy też szczegółowo przeanalizować przestrzenny układ sieci drogowej w zlewni oraz spadki dróg, które w znaczący sposób mogą wpłynąć na przekształcenie kierunku oraz szybkość odpływu wód ze zlewni.
2. Wstępna weryfikacja zaproponowanej metodyki przeprowadzona przy pomocy modelu HEC-HMS wykazała, że wprowadzenie współczynników korygujących ze względu na występowanie sieci drogowej oraz interakcji z siecią rzeczna w całej zlewni spowodowała znaczny wzrost przepływów wezbraniowych o $2,07 \text{ m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ oraz przyspieszenie czasu koncentracji o 25 minut.
3. Wyniki obliczeń symulacyjnych prowadzonych przy zastosowaniu modelu HEC-HMS w dużym stopniu zależą od wartości parametru CN , i nawet niewielka zmiana tego parametru może znacząco wpływać na hydrogram odpływu.

IMPACT OF ROAD NETWORK ON SURFACE RUNOFF IN SMALL LOWLAND CATCHMENT

Summary

The aim of this study was to assess the impact of road network on the outflow conditions in small lowland agricultural catchments. The analysis was performed in

the Dopływ z Jeziora Glebokiego catchment with an area of 17,65 km². The river is a right tributary of the Mala Welna river.

This paper attempts to develop the new methodology for *CN* parameter calculation that includes roads and streams and their mutual interactions.

In the first step the *CN* parameter value for the entire catchment was calculated using original SCS method. In the second step of this study the *CN* parameter was also calculated using the modified method that includes terrain slopes. Finally *CN* was modified by correction factors based on roads and streams density and interaction points all over catchment area and only in areas with slopes greater than 5%. For preliminary verification of the proposed methodology four simulations were carried out using the HEC-HMS model.

BIBLIOGRAFIA

- Clarke, K.D., Scruton D.A., 1997, *Use of the Wesche method to evaluate fine-sediment dynamics in small boreal forest headwater streams*. North American Journal of Fisheries Management 17:188-193.
- Froehlich W., Słupik J., 1986, *Rola dróg w kształtowaniu sphywu i erozji w Karpackich zlewniach fliszowych*. Przegląd Geograficznych, 58, 1-2: 67-85.
- Haskins, W, D. Mayhood., 1997, *Stream crossing density as a predictor of watershed impacts*. ESRI, User Conference Proceedings, San Diego, CA.
- Huang M., Gallichand J., Wang Z., Goulet M., 2006, *A modification to the Soil Conservation Service curve number method for steep slopes in the Loess Plateau of China*. Hydrol. Process. 20, 579–589.
- Jones J.A., Swanson F.J., Wemple B.C., Snyder K.U., 2000, *Effect of roads on hydrology, geomorphology and disturbance patches in stream network*. Conservation Biology, Vol. 14 No. 1: 76-85.
- Korczak R., 2008, *Hydrologiczne aspekty funkcjonowania dróg polnych w zlewni podgórskiej (Pogórze Ciężkowickie, Karpaty)*. Landform Analysis, Vol. 9: 297-304.
- Korczak R., 2010, *Wpływ dróg polnych na kształtowanie linii odpływu powierzchniowego na przykładzie zlewni rzeki Zalasówki, (Pogórze Ciężkowickie)*. Ciupa T., Suligowski R. (red.) Woda w badaniach geograficznych. Instytut Geografii UJK Kielce: 321-326.
- Sawyer, M.D. Mayhood D.W., 1998, *Cumulative effects analysis of land-use in the Carbondale River catchment: implications for fish management*. pp. 429-444 in M. K. Brewin and D. M. A. Monita, technical coordinators. Proceedings of the Forest-Fish Conference: land management practices affecting aquatic ecosystems, Calgary, AB, May 1-4, 1996. Canadian Forest Service, Northern Forest Centre Information Report NOR-X-356.
- Sharpley A.N., Williams J.R., 1990, *EPIC—Erosion/Productivity Impact Calculator: 1. Model Documentation*. US Department of Agriculture Technical Bulletin No. 1768. US Government Printing Office: Washington, DC.
- Soja R., 2002, *Hydrologiczne aspekty antropopresji w Polskich Karpatach. Prace Geograficzne*. IGiPZ PAN Warszawa, 186.
- Woldie D.W., Sidle R.C., Gomi T., 2009, *Impact of road-generated storm runoff on a small catchment response*. Hydrological Processes 23, 3631-3638.